Document de travail 2000-19 / Working Paper 2000-19

# Le modèle USM d'analyse et de projection de l'économie américaine

René Lalonde

Banque du Canada Bank of Canada

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

101-00355

**Document de travail 2000-19 de la Banque du Canada**

**Octobre 2000**

# Le modèle USM d'analyse et de projection de l'économie américaine

**René Lalonde**

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
Téléphone : (613) 782-8953
Télécopieur : (613) 782-7658
Courriel : rlalonde@bank-banque-canada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

# Table des matières


Remerciements ..... iv

Résumé / Abstract ..... v

1. Introduction ..... 3

2. Vue d'ensemble du USM et comparaison avec le VSM ..... 4

3. Principales composantes du USM ..... 8

3.1 PIB potentiel ..... 8

3.2 Anticipations inflationnistes, crédibilité de la politique monétaire et courbe de Phillips ..... 10

3.3 Politique budgétaire ..... 13

3.4 Courbe IS ..... 15

3.5 Fonction de réaction des autorités monétaires ..... 15

4. Estimation du modèle ..... 16

4.1 Résultats de l'estimation ..... 17

4.1.1 Courbe de Phillips et anticipations inflationnistes ..... 17

4.1.2 Anticipations inflationnistes de la Réserve fédérale de Philadelphie et crédibilité de la politique monétaire ..... 20

4.1.3. Courbe IS ..... 21

4.1.4. Fonction de réaction ..... 24

5. Comportement dynamique du modèle ..... 26

5.1 Augmentation de 50 points de base de l'écart de production ..... 26

5.2 Choc exogène de 50 points de base du taux d'intérêt de court terme ..... 28

5.3 Choc affectant le solde budgétaire du gouvernement fédéral ..... 30

5.4 Augmentation de 10 % de la richesse des ménages ..... 32

5.5 Augmentation de 1,4 % de la productivité de la main-d'oeuvre ..... 34

5.6 Diminution graduelle de la cible des autorités monétaires de 2,0 % à 1,0 % ..... 36

5.7 Simulation d'une perte de crédibilité des autorités monétaires ..... 38

5.8 Hausse graduelle de 5 % des prix à l'importation ..... 40

6. Conclusions ..... 42

Bibliographie ..... 44

## Remerciements

L'élaboration de ce modèle a nécessité la collaboration d'un grand nombre de personnes au sein de la Banque du Canada. Je tiens notamment à remercier John Murray, James Powell, Graydon Paulin, Danielle Lecavalier, Pierre St-Amant, Jean-François Perrault et David Tessier pour leurs commentaires et suggestions. Mes remerciements vont également à Eddy Cavé pour la contribution apportée à l'étape de la rédaction.

## Résumé

Dans cette étude, l'auteur présente un nouveau modèle de prévision et d'analyse de l'économie américaine (c.-à.-d. le modèle USM) construit à la Banque du Canada. Comparativement au modèle précédent (le VSM), le USM comporte plusieurs avantages. Premièrement, il utilise les nouvelles méthodes d'identification du PIB potentiel basées sur les VAR structurels. Deuxièmement, il permet de mieux prendre en compte les caractéristiques actuelles de l'économie américaine (notamment le « *boom* » de la productivité) et d'endogénéiser les taux d'intérêt. Troisièmement, il tente de combler les lacunes du VSM en ce qui a trait au traitement de la politique budgétaire. Enfin, il vise à intégrer la notion de crédibilité de la politique monétaire par le biais de la spécification des anticipations inflationnistes. Le USM est constitué notamment d'une courbe de Phillips, d'une courbe IS et d'une fonction de réaction des autorités monétaires. Les anticipations inflationnistes sont centrées autour de la cible basée sur le taux d'inflation. La courbe de Phillips est spécifiée en termes de l'écart de production et elle prend en compte les effets de la productivité sur l'inflation. La fonction de réaction est similaire à la règle de Taylor. Le comportement dynamique du modèle et l'interrelation entre les différentes variables semblent compatibles avec la théorie économique et la littérature empirique. La prochaine étape des travaux d'expansion du USM consistera à développer le taux de change et à intégrer au modèle le secteur extérieur.

## Abstract

In this study, the author presents a new forecast and analysis model for the U.S. economy (i.e., the USM model) constructed at the Bank of Canada. The USM has a number of advantages over its predecessor, the VSM model. First, it utilizes new methods of identifying potential GDP based on structural VARs. Second, it makes it possible to take better account of the current characteristics of the U.S. economy (notably the productivity boom) and to endogenize interest rates. Third, it tries to correct the VSM's shortcomings with respect to treatment of fiscal policy. Finally, it attempts to incorporate the notion of credibility of monetary policy through expectations of inflation. The USM features a Phillips curve, an IS curve, and a function representing the reaction of monetary authorities. Expectations of inflation are centred on the inflation target. The Phillips curve is specified in terms of the output gap and takes the effects of productivity on inflation into account. The reaction function is similar to Taylor's rule. The dynamic behaviour of the model and the interaction among the different variables seem to be consistent with economic theory and empirical literature. The next step in expanding the USM will be to develop the exchange rate and integrate the foreign sector.

## 1. Introduction

En raison de l'importance des liens économiques, financiers et commerciaux existant entre les États-Unis et le Canada, la Banque du Canada effectue régulièrement une projection de l'économie américaine. Cette projection joue essentiellement deux rôles. Premièrement, au sein du modèle trimestriel de prévision (MTP) de l'économie canadienne utilisé par la Banque du Canada[1], les variables américaines telles que la production, l'inflation et les taux d'intérêt influencent de façon exogène les perspectives de croissance de l'économie canadienne. Deuxièmement, la projection des conditions monétaires américaines, plus spécifiquement celle des taux d'intérêt, est une source d'information utile dans les décisions entourant la mise en oeuvre de la politique monétaire de la Banque du Canada.

Une projection économique peut être générée par un modèle, être uniquement le fruit du jugement des économistes ou être celui d'un modèle et du jugement. L'utilisation d'un modèle de projection comporte certains avantages appréciables. Premièrement, un modèle maintient la cohérence des projections successives puisque l'effet d'un choc donné est le même d'une projection à l'autre[2]. De plus, la projection générée par le modèle peut servir de base aux discussions entourant l'adoption d'un scénario de projection. En outre, on peut facilement générer différents scénarios de remplacement en modifiant une ou plusieurs des hypothèses du modèle. De cette façon, on obtient une projection compatible à la fois avec le scénario de base et avec la ou les nouvelles hypothèses.

Depuis 1994, le personnel de la Banque du Canada utilise un modèle de projection de l'économie américaine (le VSM pour *Very Small Model*) formé d'une courbe de Phillips et d'une courbe IS et où les taux d'intérêt sont exogènes. La présente étude présente un nouveau modèle d'analyse et de projection de l'économie américaine, le USM (pour *United States Model*), construit récemment à la Banque du Canada. Ce modèle doit notamment permettre d'utiliser les nouvelles méthodes d'identification du PIB potentiel basées sur les VAR structurels, de mieux prendre en compte les caractéristiques actuelles de l'économie américaine (notamment le *boom* de la productivité) et d'ajouter une fonction de réaction aux équations clés du modèle dans le but d'endogénéiser les taux d'intérêt. De plus, le USM tente de combler les lacunes du VSM en ce qui a trait au traitement de la politique budgétaire. Enfin, il vise à prendre en considération la notion de crédibilité de la politique monétaire par le biais de la spécification des anticipations inflationnistes.

Tout comme dans le VSM, le USM est constitué d'une courbe de Phillips et d'une courbe IS. Cependant, contrairement au VSM, il inclut une fonction de réaction des autorités monétaires. La courbe de Phillips est spécifiée en termes de l'écart entre le PIB réel et le PIB potentiel. Ce

---

1. Pour une description du modèle « MTP », voir Coletti, Hunt, Rose et Tetlow (1996).
2. Dans le cas où les élasticités sont maintenues constantes.

dernier provient du VAR structurel estimé par Lalonde (1998), alors que, dans le VSM, le PIB potentiel est estimé à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott (HP) multivarié. Dans le modèle VSM, toutes les variables sont spécifiées en déviation par rapport aux valeurs d'équilibre, ces dernières étant générées par des filtres HP. Le USM n'utilise pas de filtres mécaniques pour estimer des valeurs d'équilibre. Finalement, les anticipations inflationnistes sont centrées autour de la cible d'inflation des autorités monétaires, alors que cette dernière n'intervient pas dans la formulation des attentes au sein du modèle VSM.

Le reste de cette étude se divise en cinq parties. La Section 2 présente une vue d'ensemble du modèle de projection, alors que la Section 3 décrit en détail la structure de ses principales composantes (c.-à.-d. le PIB potentiel, la courbe de Phillips, la courbe IS, la politique budgétaire et la fonction de réaction). La Section 4 présente les résultats de l'estimation du modèle et la Section 5 analyse le comportement dynamique du modèle par le biais de simulations de chocs.

## 2. Vue d'ensemble du USM et comparaison avec le VSM

Les Diagrammes 1 et 2 présentent respectivement la structure de l'ancien et du nouveau modèle. Dans l'ancien modèle, tous les déterminants de la courbe IS sont exogènes, alors que dans le nouveau les taux d'intérêt sont endogénéisés par le biais d'une fonction de réaction. De plus, le solde budgétaire ajusté en fonction de la conjoncture est généré par deux VAR bivariés servant à estimer le taux de taxation et le ratio dépenses/PIB corrigés pour tenir compte de la conjoncture à l'aide de l'écart de production du modèle.

Dans le nouveau modèle de projection, les anticipations inflationnistes sont centrées autour de la cible des autorités monétaires et sont fonction des écarts récents entre le taux d'inflation et la cible, alors que, dans l'ancien modèle, elles dépendent des retards et des termes avancés du taux d'inflation. Les courbes de Phillips des deux modèles sont également fonction de l'écart de production contemporain et de retards des prix relatifs. Au sein du nouveau modèle, la tendance de la productivité de la main-d'oeuvre affecte négativement le taux d'inflation, ce qui constitue une amélioration par rapport à l'ancien modèle. Ce canal introduit une interaction entre l'offre globale et la demande globale, car la productivité de la main-d'oeuvre a également un effet sur le PIB potentiel. Contrairement au nouveau modèle, l'ancien suppose une dichotomie complète entre l'offre globale et la demande globale. Il est à noter que dans le nouveau modèle de projection, la tendance du taux d'activité affecte également le PIB potentiel. Les autres types de chocs d'offre (par exemple, les chocs pétroliers) ont un effet sur le PIB potentiel par le biais des chocs d'offre « résiduels ».

En faisant du taux d'intérêt réel une variable endogène, on multiplie les liens entre les variables du USM. L'écart de production contemporain ainsi que l'écart contemporain entre le taux d'inflation et la cible des autorités monétaires affectent les taux d'intérêt. Par la suite, après un certain délai, la réponse des autorités monétaires modifie l'écart de production.

Pour bien illustrer la dynamique du USM, prenons l'exemple d'une augmentation de la richesse des ménages possiblement liée à une poussée des marchés boursiers. Le choc entraîne une augmentation de l'écart de production, qui se traduit par une hausse de l'inflation. Si les autorités monétaires ne modifient pas la cible, l'augmentation du taux d'inflation crée un écart positif entre le taux d'inflation et la cible. Cet écart provoque à la longue une hausse des anticipations inflationnistes, qui vient accentuer l'effet du choc initial sur l'inflation. Il est à noter que plus la politique monétaire est crédible, plus l'effet des anticipations sur l'inflation sera faible. L'économie retournera à son équilibre par le biais notamment de la fonction de réaction. La hausse de l'écart de production et celle de l'écart entre le taux d'inflation et la cible poussent les autorités monétaires à accroître les taux d'intérêt, ce qui se traduit par un effet négatif sur l'écart de production. Le resserrement de la politique monétaire se poursuivra tant que la demande excédentaire créée par le choc initial ne disparaîtra pas et que l'inflation et les anticipations inflationnistes ne seront pas égales à la cible des autorités monétaires.

On trouvera dans les deux pages suivantes deux diagrammes donnant respectivement une vue d'ensemble du VSM et du USM.

**Diagramme 1 : Vue d'ensemble de l'ancien modèle de projection, le VSM**

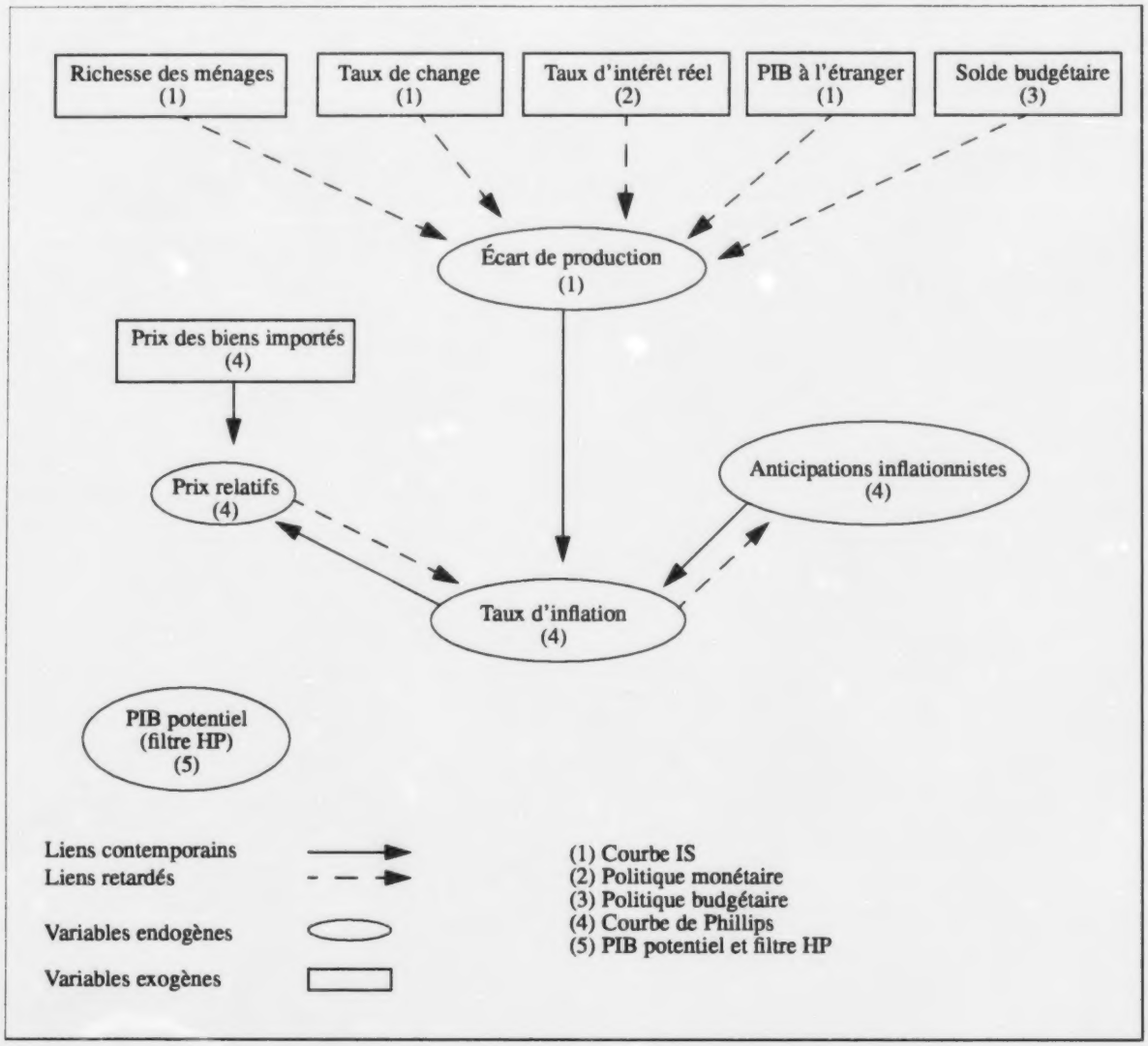
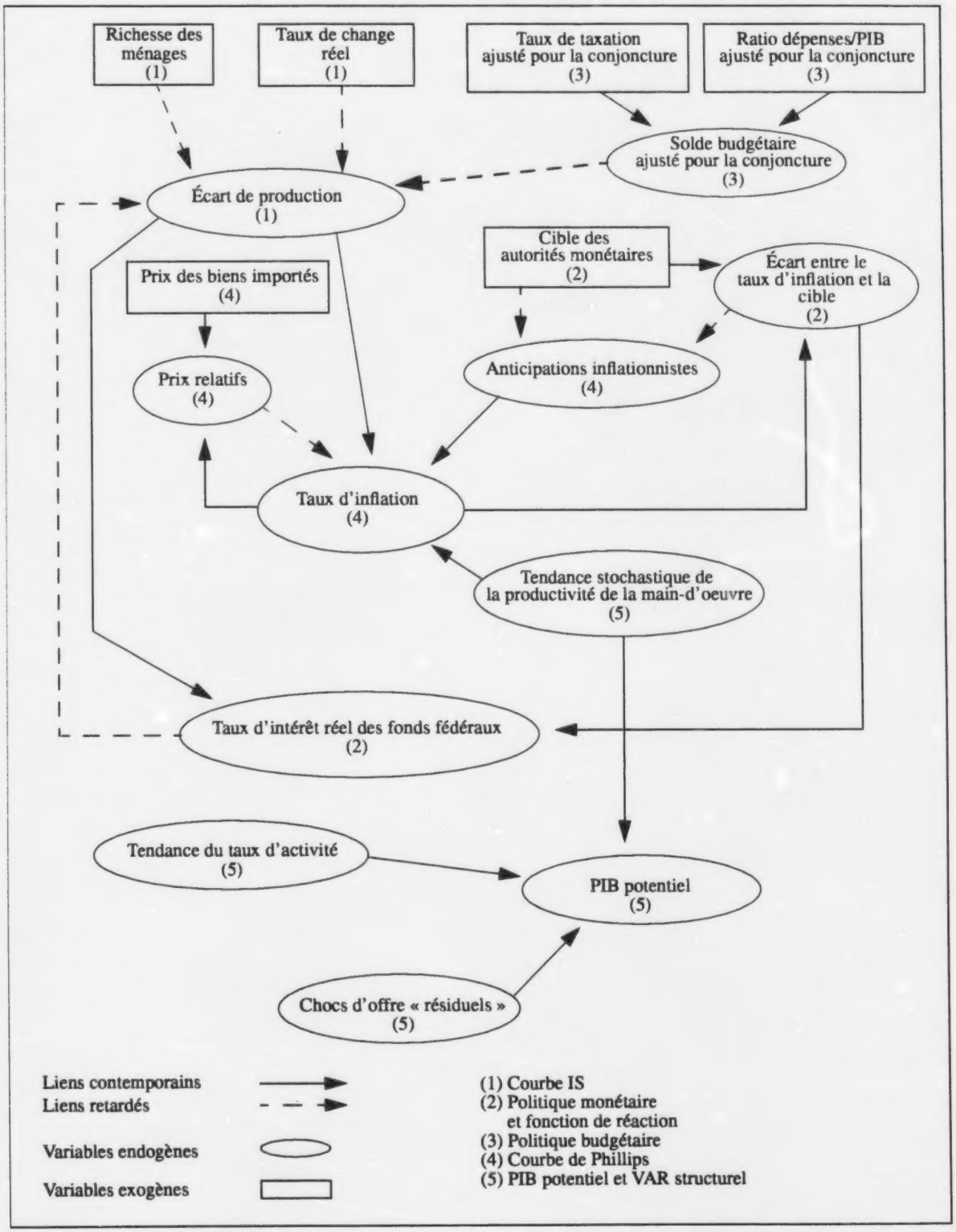


**Diagramme 2 : Vue d'ensemble du USM**



## 3. Principales composantes du USM

### 3.1 PIB potentiel

Comme il a été mentionné auparavant, nous utilisons le VAR structurel estimé par Lalonde (1998) pour mesurer et prévoir le PIB potentiel. Ce VAR est formé des variables suivantes en différence première : la productivité de la main-d'oeuvre, le taux d'activité, le PIB réel, le taux d'inflation mesuré selon l'IPC total, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel [c.-à.-d. le taux des fonds fédéraux moins le taux d'inflation observé (IPC total)].

Pour les fins de la projection, nous utilisons toutefois la différence première du taux d'inflation mesuré selon l'IPC hors aliments et énergie. Nous introduisons également le taux d'intérêt réel en niveau puisqu'il semble stationnaire si nous le calculons à l'aide de l'IPC hors aliments et énergie. Les modifications apportées au VAR structurel n'influencent que très peu les résultats.

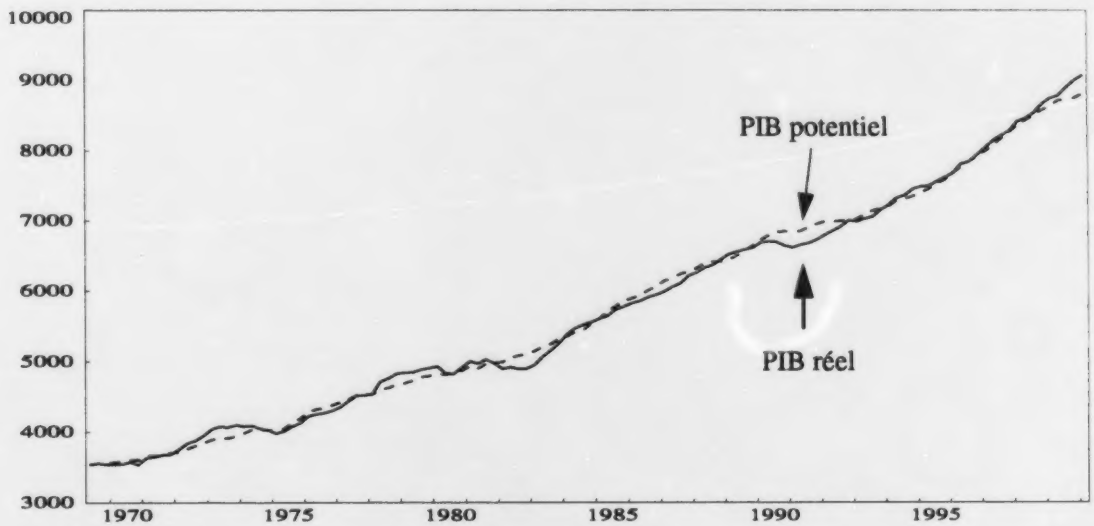
Il est à noter que le PIB potentiel correspond à la composante permanente du PIB réel. Cette dernière est fonction des chocs affectant les tendances de la productivité de la main-d'oeuvre et du taux d'activité. De plus, les autres chocs d'offre affectent le PIB potentiel par le biais des chocs d'offre « résiduels ». Contrairement au filtre HP, le VAR structurel permet de générer une prévision de la composante stochastique du PIB potentiel et de simuler des chocs structurels affectant la tendance de la productivité ainsi que celle du taux d'activité, et ce à n'importe quel moment au cours de la période de prévision. De plus, la méthodologie des VAR structurels ne souffre pas des problèmes inhérents aux filtres mécaniques discutés amplement dans la littérature [voir, Guay, A. et P. St-Amant (1996)].

Pour les fins de la projection, nous fixons le taux de croissance de la tendance déterministe du PIB potentiel à 2,75 % pour l'ensemble de la période de prévision. Ce taux de croissance correspond à une augmentation à long terme de 1 % de la population et à une croissance tendantielle de 1,75 % de la productivité de la main-d'oeuvre. Étant donné la vigueur des données des dernières années, l'hypothèse concernant la croissance de la productivité semble vraisemblable. Toutefois, il est à noter que nos hypothèses demeurent plus prudentes que les chiffres avancés récemment par plusieurs chercheurs de la Réserve fédérale (c.-à.-d. autour de 2,0 % pour la productivité et de 3,0 % pour le PIB potentiel).

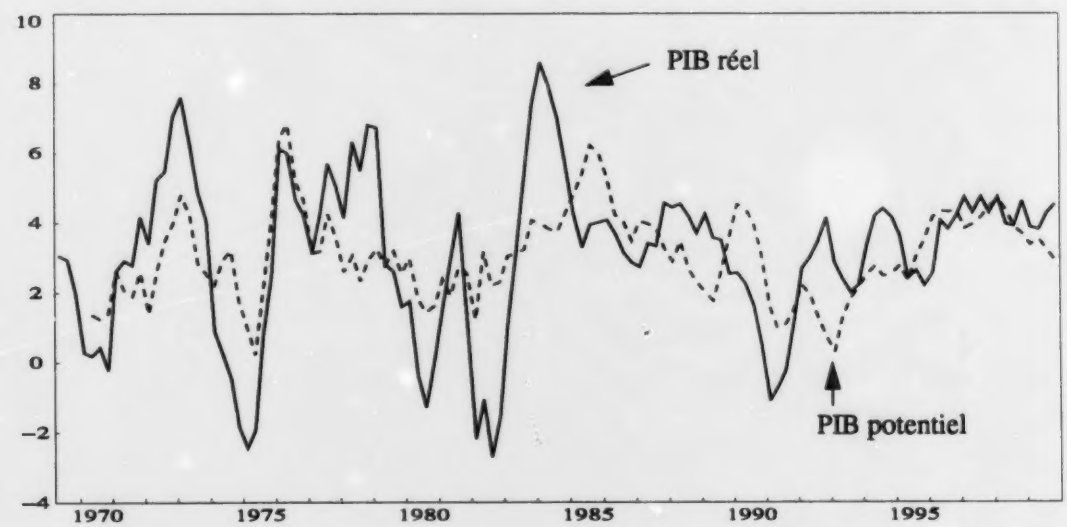
Le Graphique 1 présente le niveau du PIB réel et celui du PIB potentiel. Il est à noter qu'entre 1996 et 1998, le PIB réel ne s'écarte que très peu du PIB potentiel. Plus important encore, le Graphique 2 montre que, depuis 1995, nous observons un cycle important dans la croissance du PIB potentiel, lequel est imputable à des chocs positifs qui ont affecté les tendances de la productivité et du taux d'activité. Le modèle prévoit que, vers la fin de l'an 2000, le taux de

croissance du PIB potentiel retournera au niveau de sa composante déterministe[3]. Toutefois, cette prévision repose sur l'hypothèse qu'il n'y aura pas de chocs positifs de productivité au cours de la période de prévision. Compte tenu de la vigueur récente de la productivité, cette prévision peut être considérée comme un plancher. Entre les années 2001 et 2003, le modèle anticipe un certain rebondissement de la croissance du PIB potentiel en raison d'une poussée de la tendance de la productivité.

**Graphique 1 : PIB réel et PIB potentiel**



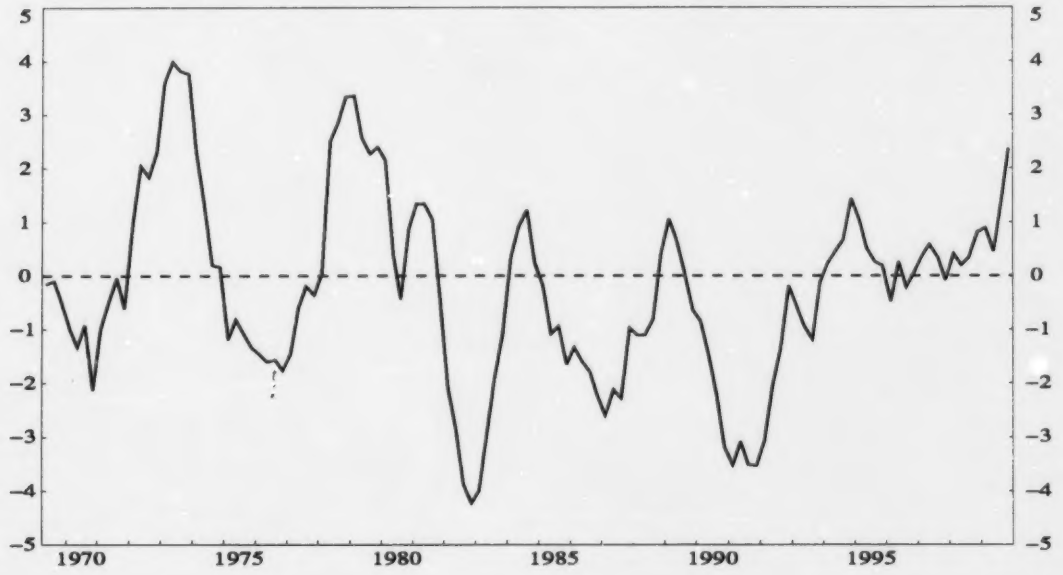

**Graphique 2 : Taux de croissance (A/A) du PIB réel et du PIB potentiel**




3. Le récent ralentissement de la croissance du PIB potentiel pourrait être attribuable au plafonnement du taux d'activité enregistré depuis 1997. Il pourrait également s'expliquer par un épuisement progressif du bassin de main-d'oeuvre qualifiée, ce qui limiterait le rythme de croissance de la productivité.

Pour la période d'observation, l'écart de production est simplement égal au ratio du PIB réel observé au PIB potentiel généré par le VAR structurel. Le Graphique 3 montre qu'entre 1995 et 1998, la demande excédentaire était relativement peu importante. Par contre, au cours des derniers trimestres, on assiste à une hausse très importante de la demande excédentaire. Il est à noter que les prévisions de l'écart de production sont obtenues à l'aide d'une courbe IS.

**Graphique 3 : Écart de production**

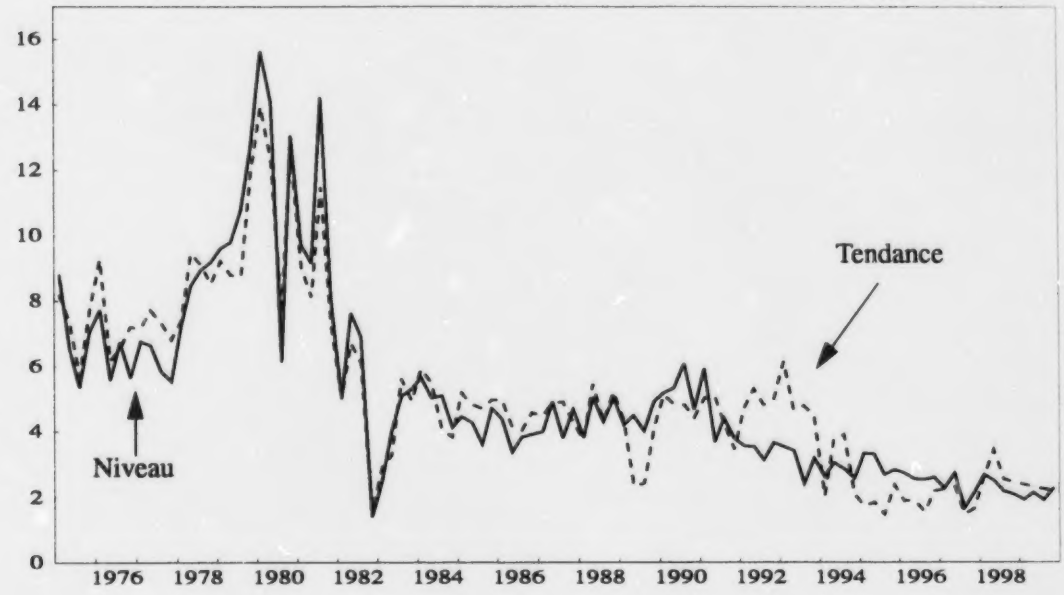



## 3.2 Anticipations inflationnistes, crédibilité de la politique monétaire et courbe de Phillips

Nous supposons que les anticipations inflationnistes sont centrées autour de la cible des autorités monétaires ($\pi^c$). Comme nous faisons l'hypothèse que l'inflation est non stationnaire, il faut tenter d'identifier les changements de cible qui ont eu lieu au cours de la période échantillonnale. Par conséquent, nous associons la cible d'inflation à la tendance de l'inflation générée par le VAR structurel (c.-à.-d. $\pi^{tr}$). Cette hypothèse vise principalement à centrer les anticipations inflationnistes autour de la tendance de l'inflation tout en permettant de simuler l'impact de changements de cibles des autorités monétaires. Nous pensons que cette approximation est valable puisqu'en théorie, seules les autorités monétaires peuvent modifier la tendance de l'inflation. Le Graphique 4 présente l'évolution du niveau et de la tendance de l'inflation. Il est à noter que, depuis le resserrement de la politique monétaire de 1994, la tendance de l'inflation oscille autour de 2 %[4]. Elle affiche toutefois une grande volatilité au cours de la période précédant la récession de 1980-1982. Cette volatilité pourrait refléter l'absence de cibles

stables au cours de cette période. Pour la période de prévision, nous supposons que les autorités monétaires ciblent un taux d'inflation de 2 %.

**Graphique 4 : Niveau et tendance de l'inflation**




Au cours de la période d'observation, tel que mentionné auparavant, nous supposons que les anticipations inflationnistes sont ancrées autour de la tendance de l'inflation. Cependant, l'inflation peut temporairement dévier de sa tendance, ce dont les agents économiques tiennent compte lorsqu'ils formulent leurs anticipations. Par conséquent, les anticipations sont fonction des écarts récents de l'inflation par rapport à sa tendance ($\pi - \pi^{tr}$). Nous faisons également l'hypothèse que les agents économiques ne connaissent pas la tendance de l'inflation à la période $t$. Cette hypothèse tente de prendre en compte le fait qu'au cours de la période d'estimation, il y a une grande incertitude autour de la cible retenue par les autorités monétaires, puisque le taux d'inflation n'est pas stationnaire. Pour la période de prévision, cette hypothèse est sans conséquence, car la cible est fixe. Par conséquent, les anticipations inflationnistes sont égales à

$$\pi^{a}{}_{t} = \pi^{c}{}_{t-1} + A(L)\left(\pi_{t-1} - \pi^{c}_{t-1}\right), \qquad (1)$$

4. D'autres méthodes pourraient être envisagées pour prendre en compte les effets des changements de cibles au sein des anticipations inflationnistes. Au cours des années 1970, nous pourrions utiliser la cible de la croissance de M1 visée par la Réserve fédérale. Par la suite, comme le Graphique 4 semble le montrer, nous pourrions introduire deux changements discrets de cibles, l'un en 1982 (environ 4,50 %) et l'autre en 1994 (2,25 %).

où le deuxième terme de droite correspond à des retards de l'écart entre l'inflation et la cible. De plus, pour la période d'observation, on a

$$\pi_t^c = \pi_t^{tr} \tag{2}$$

et on a pour la période de prévision

$$\pi_t^c = 2\ \%. \tag{3}$$

Le fait que les anticipations inflationnistes du modèle USM soient centrées autour de la cible des autorités monétaires et qu'elles soient fonction des écarts récents entre le taux d'inflation et la cible nous permet de mesurer le niveau de crédibilité de la politique monétaire. Ce dernier est donné par les paramètres liant les anticipations inflationnistes aux écarts récents de l'inflation par rapport à la cible. Par conséquent, les coefficients A reflètent le degré de crédibilité de la politique monétaire. Si la somme de ces paramètres est zéro, les anticipations des agents économiques sont principalement fonction de la cible des autorités monétaires et la politique monétaire est, à toutes fins utiles, complètement crédible[5]. Par contre, dès que la somme des coefficients A est positive, les agents économiques accordent une certaine importance à la dynamique récente du taux d'inflation dans la formulation de leurs attentes. Par conséquent, plus la somme des coefficients A est grande, plus les anticipations inflationnistes divergent de la cible et moins la politique monétaire est crédible. Dans le cas où la somme des coefficients A serait égale à 1, les anticipations inflationnistes seraient pratiquement indépendantes de la cible des autorités monétaires et seraient adaptatives.

La courbe de Phillips est définie comme suit :

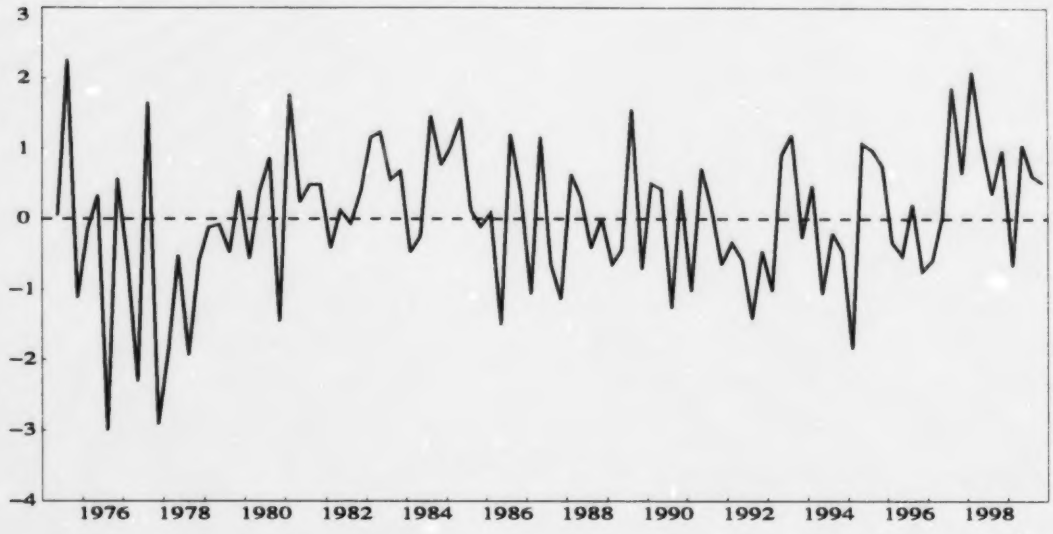
$$\pi_t = \pi^a{}_t + B(L)(\Delta\pi_{t-1}) + \beta_1 Gap_t + C(L)Prel_{t-1} + D(L)dProd_t, \tag{4}$$

où, $\pi$ est le taux d'inflation mesuré selon l'IPC hors aliments et énergie, *Gap* est l'écart de production et *dProd* est le taux de croissance de la tendance stochastique de la productivité généré par le VAR structurel (voir le Graphique 5). *Prel* est une mesure des prix relatifs et est égal à la différence entre le taux de croissance des prix à l'importation et le taux d'inflation mesuré à partir de l'IPC hors aliments et énergie. Le taux de croissance de la tendance de la productivité sert à appréhender l'effet des chocs d'offre, notamment sur les coûts unitaires de main-d'oeuvre dans un

5. Dans le cas où il n'y a aucun paramètre A, les anticipations inflationnistes sont égales à la cible en *t-1*. De plus, s'il n'y a qu'un seul paramètre A et que A = 1, les anticipations inflationnistes sont égales au taux d'inflation à la période *t-1* et sont, par conséquent, complètement indépendantes de la cible.

contexte où les salaires sont temporairement rigides. Par conséquent, il introduit une interaction entre l'offre et la demande. La tendance stochastique de la productivité de la main-d'oeuvre pourrait également cerner l'effet des chocs technologiques sur les prix relatifs.

**Graphique 5 : Taux de croissance de la composante stochastique de la tendance de la productivité**




## 3.3 Politique budgétaire

Les variables pouvant capter la politique budgétaire (déficit, fardeau fiscal, taille du gouvernement etc.) sont contaminées par l'état de la conjoncture économique, ce qui cause un problème lorsqu'on tente d'estimer une courbe IS qui est fonction des changements de politiques gouvernementales. Dans le but d'identifier la composante du déficit liée aux politiques des pouvoirs publics, nous avons essayé d'extraire de plusieurs façons la composante cyclique du déficit. La méthode que nous avons retenue consiste à extraire, à l'aide de deux VAR bivariés, les composantes du taux d'imposition et du ratio dépenses/PIB associées à la relation de simultanéité allant de l'écart de production vers les variables budgétaires. Pour ce faire, nous estimons un VAR formé de l'écart de production et du fardeau fiscal (recettes du gouvernement fédéral/PIB). À l'aide d'une décomposition de Choleski appliquée aux effets contemporains des chocs structurels, le taux d'imposition est divisé en deux composantes distinctes, l'une associée aux chocs ayant un effet à l'impact sur l'écart de production, et l'autre, la résultante des chocs n'affectant pas l'écart de production à l'impact. La composante du fardeau fiscal liée aux chocs ayant un effet à l'impact sur l'écart de production (soit $t_t^c$) est extraite dans le but d'identifier un taux d'imposition exempt

de tout effet simultané allant de l'écart de production vers le taux d'imposition. Nous estimons un VAR identique pour identifier la composante « cyclique » du ratio dépenses/PIB (c.-à.-d. $g_t^c$).

Pour la période d'estimation, les composantes « cycliques » du taux d'imposition ($t_t^c$) et du ratio des dépenses publiques au PIB nominal ($g_t^c$) proviennent donc de deux VAR « satellites ». Le taux de taxation corrigé en fonction de la conjoncture économique est défini comme suit :

$$t_t^a = t_t - t_t^c . \tag{5}$$

Il en va de même pour l'importance relative des dépenses publiques ajustées en fonction de la conjoncture

$$g_t^a = g_t - g_t^c . \tag{6}$$

Pour estimer le modèle USM, nous devons générer une valeur du ratio du solde budgétaire au PIB qui exclue les effets simultanés de la conjoncture économique. Cette variable est simplement égale à

$$solde_t^a = g_t^a - t_t^a . \tag{7}$$

Étant donné que $solde_t^a$ est non stationnaire, nous l'insérons en différence première dans la courbe IS du modèle

$$dsolde_t^a = solde_t^a - solde_{t-1}^a . \tag{8}$$

Dans le but d'obtenir une prévision de l'effet de la politique budgétaire sur l'écart de production à la fois compatible avec la projection du Congressional Budget Office (CBO) et avec l'écart de production du modèle USM, nous utilisons la différence première du taux de taxation et de l'importance relative des dépenses publiques prévus par le CBO. Pour la période de prévision, nous avons donc

$$t_t^a - t_{t-1}^a = t_t^{acbo} - t_{t-1}^{acbo} , \tag{9}$$

$$g_t^a - g_{t-1}^a = g_t^{acbo} - g_{t-1}^{acbo} , \tag{10}$$

et,

$$dsolde_t^a = (g_t^{acbo} - g_{t-1}^{acbo}) - (t_t^{acbo} - t_{t-1}^{acbo}) , \tag{11}$$

où, $t_t^{acbo}$ est égal au taux d'imposition structurel prévu par le CBO et $g_t^{acbo}$, au ratio dépenses/PIB ajusté en fonction de la conjoncture et projeté par le CBO.

## 3.4 Courbe IS

L'écart de production est fonction des retards de l'écart entre le taux d'intérêt réel et sa moyenne ($Rreeldev$), des retards du taux de croissance de la richesse des ménages telle que mesurée et prévue par le DRI ($dwrd$), des retards de la différence première du taux de change effectif réel ($derf7$) et de retards de la différence première du ratio du solde budgétaire au PIB corrigé en fonction des effets simultanés de la conjoncture économique ($dsolde_t^a$). Par conséquent, la courbe IS est définie comme suit :

$$Gap_t = E(L)Rreeldev_{t-1} + F(L)dwrd_{t-1} + G(L)derf7_{t-1} + H(L)dsolde^a{}_{t-1}. \qquad (12)$$

Il est à noter que $Rreeldev$ est endogène et est généré par une fonction de réaction des autorités monétaires[6]. Pour le moment, le taux de change effectif réel n'est pas encore endogénéisé. Nous sommes actuellement en train de développer le secteur extérieur du modèle.

## 3.5 Fonction de réaction des autorités monétaires

La spécification de la fonction de réaction est inspirée de la règle de Taylor. Les autorités monétaires réagissent à l'état de la conjoncture (écart de production) et à l'écart entre le taux d'inflation et la cible ($\pi - \pi^c$). Il est à noter que l'écart de production sert non seulement à limiter les déséquilibres entre le PIB et le PIB potentiel, mais également d'indicateur des pressions inflationnistes futures. La Réserve fédérale lisse également l'évolution des taux d'intérêt à l'aide d'une composante auto-régressive. De plus, le modèle prend en compte l'effet des changements de la cible sur le taux d'intérêt réel. Par conséquent, à la fois les variations temporaires $\left(\pi_t - \pi_t^c\right)$ et permanentes ($\Delta\pi_t{}^c$) du taux d'inflation sont prises en compte au sein de la fonction de réaction. Comme l'ont fait, Rudebuch et Svensson (1998) ainsi que Sach et Wieland (1999), nous introduisons de façon contemporaine l'écart de production ainsi que l'écart entre le taux d'inflation et la cible des autorités monétaires.

Par conséquent, la fonction de réaction est définie comme suit :

$$Rreeldev = Rnct_t - \pi_t^a - \mu = K(L)Rreeldev_{t-1} + L(L)Gap_t + M(L)\left(\pi_t - \pi_t^c\right) + N(L)\Delta\pi_t{}^c, \qquad (13)$$

---

6. Nous avons également estimé un modèle où le taux d'intérêt est exogène. Les résultats sont similaires à ceux obtenus à l'aide d'un modèle incluant une fonction de réaction. Il est à noter que nous pouvons également ajouter un élément de jugement à la fonction de réaction.

où *Rnct* est le taux d'intérêt des fonds fédéraux et $\mu$, la moyenne estimée du taux d'intérêt réel des fonds fédéraux (c.-à.-d. 2,91 % selon les résultats).

## 4. Estimation du modèle

Le système d'équations est estimé simultanément à l'aide de la procédure « Sure ». Le nombre de retards maximum a été fixé à 6. Suivant la précédure appliquée par Lutkepohl et Poskitt (1996), nous avons retiré à tour de rôle du modèle tous les retards dont la statistique t est inférieure à 1, en commençant par celui dont la statistique t est la plus faible.

En insérant les anticipations inflationnistes (équations 1 et 2) dans la courbe de Phillips (Équation 4), on obtient

$$\pi_t = \pi^{tr}{}_{t-1} + A(L)\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}{}^{tr}\right) + B(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta_1 Gap_t + C(L)Prel_{t-1} + D(L)dProd_t . \qquad (14)$$

De plus, étant donné les équations 2 et 13, on obtient

$$Rreeldev = Rnct_t - \pi_t^a - \mu = K(L)Rreeldev_{t-1} + L(L)Gap_t + M(L)\left(\pi_t - \pi_t^{tr}\right) + N(L)\Delta\pi_t{}^{tr} \qquad (15)$$

Le modèle à estimer[7] est donc formé des équations suivantes[8] :

$$\pi_t - \pi^{tr}{}_{t-1} = A(L)\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{tr}\right) + B(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta_1 Gap_t + C(L)Prel_{t-1} + D(L)dProd_t , \qquad (16)$$

$$Gap_t = E(L)Rreeldev_{t-1} + F(L)dwrd_{t-1} + G(L)derf7_{t-1} + H(L)dsolde^a_{t-1} , \qquad (17)$$

$$Rreeldev = Rnct_t - \pi_t^a - \mu = K(L)Rreeldev_{t-1} + L(L)Gap_t + M(L)\left(\pi_t - \pi_t^{tr}\right) + N(L)\Delta\pi_t{}^{tr} , \qquad (18)$$

où, $\pi^a{}_t = \pi^{tr}{}_{t-1} + A(l)\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}{}^{tr}\right)$ et $Prel_t = \Delta Pm_t - \pi_t$.

---

7. Il est à noter que le modèle implique l'estimation de trois paramètres de simultanéité, soit les deux coefficients associés à l'écart de production contemporain introduits au sein de la courbe de Phillips et de la fonction de réaction et le paramètre lié à l'écart entre l'inflation et sa tendance dans la fonction de réaction. Plusieurs tests portant sur des estimations effectuées à l'aide de variables instrumentales ont été effectués pour tenter de déceler la présence de biais de simultanéité. Les résultats montrent que ces biais sont relativement peu importants et, dans certains cas, inexistants. Nous reviendrons sur cette question à la prochaine section de cette étude.
8. Les équations du modèle ne contiennent pas de constante, puisque les variables sont introduites sous forme d'écart par rapport à leur moyenne.

- Les variables $ypot$, $\pi^{tr}$ et $dProd$ proviennent du VAR structurel à six variables autant pour la période d'estimation que pour la période de prévision.
- Les prévisions des prix à l'importation ($Pm$) et du taux de change réel sont exogènes au modèle avec lequel on effectue la projection pour l'économie américaine.
- $dwrd$ est exogène.

Un exercice d'estimation récursif s'étendant entre 1967 et 1979 semble révéler une rupture importante dans la valeur de certains paramètres clés du modèle autour des années 1975-1977. Il appert qu'à partir de ces années, les autorités monétaires ont accordé beaucoup plus d'importance aux écarts du taux d'inflation par rapport à la cible qu'aux écarts du PIB réel par rapport à son équilibre. Ce résultat pourrait être attribuable à l'arrivée de Volker à la présidence de la Réserve fédérale et aux changements d'orientation de la politique monétaire. De plus, si nous débutons l'estimation au cours de la seconde moitié des années 1970, nous observons une réaction plus grande de l'écart de production aux fluctuations du taux d'intérêt réel et de la richesse des ménages. Par conséquent, nous présentons les résultats d'estimation correspondant à deux périodes échantillonnales, l'une débutant en 1975T1 (selon les résultats de l'exercice d'estimation récursif) et se terminant en 1999T4 et l'autre commençant avec l'arrivé de Volker en 1979. Nous avons toutefois adopté la période échantillonnale 1979-1999.

## 4.1 Résultats de l'estimation

### 4.1.1 Courbe de Phillips et anticipations inflationnistes

Les résultats de l'estimation de la courbe de Phillips sont présentés au Tableau 1. La variable dépendante est le taux d'inflation diminué de la tendance du taux d'inflation retardée d'un trimestre. Cette variable est relativement volatile et a un comportement similaire à celui de la différence première de l'inflation.

L'ensemble des variables explicatives a le signe attendu. Une déviation récente du taux d'inflation par rapport à sa tendance (c.-à.-d. la cible des autorités monétaires) incite les agents économiques à ajuster temporairement à la hausse leurs anticipations inflationnistes. L'écart de production est fortement significatif (coefficient égal à 0,36 pour 1975-1999 et 0,30 pour 1979-1999) et affecte l'inflation positivement[9]. Les prix relatifs ont un effet positif sur l'inflation, et la différence première de la tendance de la productivité a un effet négatif sur l'inflation. Il est à noter que la présence de la tendance de la productivité dans la courbe de Phillips permet d'obtenir une

9. Les résultats des tests d'estimation effectués à l'aide de méthodes instrumentales indiquent une sensibilité très faible du coefficient associé à l'écart de production. Selon l'instrument retenu, le coefficient obtenu se situait entre 0,31 et 0,33 pour l'échantillon 1975-1999 et entre 0,26 et 0,28 pour l'échantillon 1979-1999. De plus, les autres coefficients de la courbe de Phillips demeuraient relativement inchangés.

interaction entre la demande et l'offre, puisqu'au sein du VAR structurel la tendance du PIB réel est liée à celle de la productivité. Prenons l'exemple d'un choc positif affectant la tendance de la productivité. Un tel choc entraîne de facto une poussée du PIB potentiel. De plus, par le biais de la courbe de Phillips, il pousse temporairement le taux d'inflation à la baisse par rapport à la cible des autorités monétaires. Ces dernières réagissent en abaissant les taux d'intérêt réels, ce qui entraîne une augmentation de la demande et de l'écart de production.

Le $R^2$ ajusté se situe entre 43 % et 47 % selon la période échantillonnale retenue, résultat raisonnable compte tenu de la nature de la variable dépendante. De plus, un examen des résidus ne montre aucune auto-corrélation. Le Graphique 6 présente la valeur observée et la valeur prédite de la courbe de Phillips. Finalement, il est à noter que nous avons testé sans succès l'incidence du prix du pétrole dans la courbe de Phillips[10].

Selon les résultats de l'estimation du USM, le coefficient $A$ (qui est associé au retard de l'écart entre le taux d'inflation et la cible) est égal à 0,77 pour la période d'estimation 1979-1999. En l'absence de chocs et *ceteris paribus*, cela signifie que 23 % de l'écart *résiduel* entre les anticipations inflationnistes et la cible des autorités monétaires seront comblés au cours du prochain trimestre, et ce, en raison de la crédibilité de la politique monétaire. Supposons, par exemple, que les anticipations inflationnistes se fixent à 3,0 % et que la cible est stable à 2,0 %. Si nous prenons l'équation des anticipations du modèle USM séparément, sans tenir compte des autres équations du modèle, les anticipations inflationnistes passent de 3,0 % à 2,3 % en seulement quatre trimestres, uniquement en raison de l'effet de la crédibilité de la politique monétaire. Après un délai de deux ans, les anticipations inflationnistes se fixeront à 2,1 %. Par conséquent, un coefficient $\beta$ égal à 0,77 entraîne un effet de crédibilité important[11]. De plus, il est à noter que cette simulation ne tient pas compte de la réaction des autorités monétaires. Or, ces dernières accéléreraient l'ajustement des anticipations inflationnistes en augmentant les taux d'intérêt.

---

10. Toutefois, le prix du pétrole apparaît dans le calcul des prix importés. L'estimation du secteur extérieur pourrait modifier ou non les résultats.

11. Un coefficient $\beta$ égal à 0,5 aurait un tel effet de crédibilité que les anticipations inflationnistes passeraient de 3,0 % à 2,2 % en seulement deux trimestres, ce qui constitue un ajustement extrêmement rapide.

**Tableau 1 : Résultats de l'estimation de la courbe de Phillips**

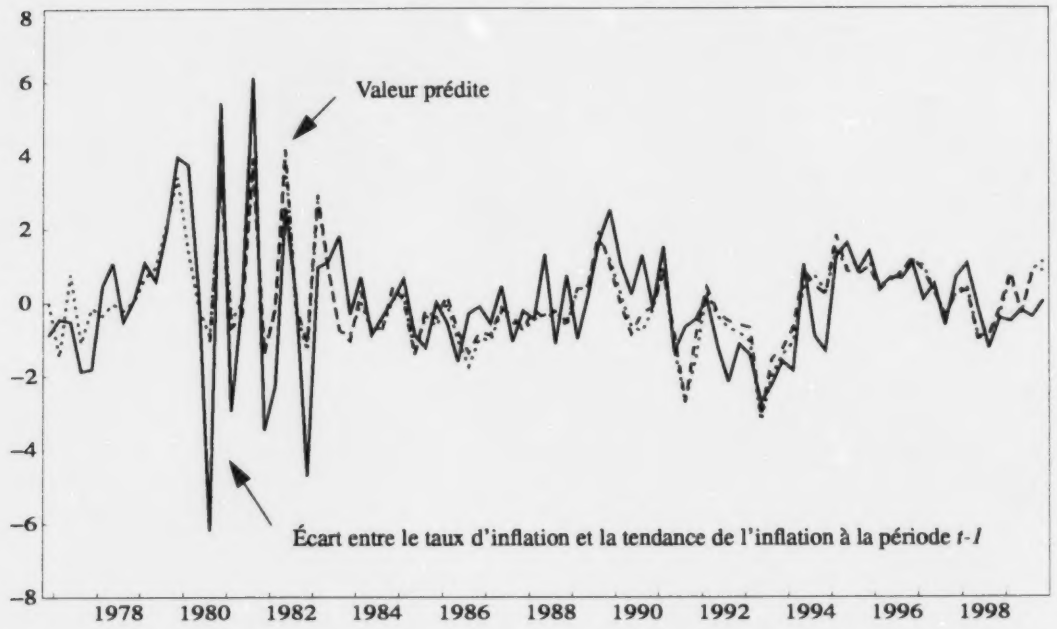
Variable dépendante ($\pi_t - \pi^{tr}_{t-1}$)

Échantillon 1979T1-1999T4 : caractères normaux
Échantillon 1975T1-1999T4 : caractères en italiques

| Régresseurs | Coefficient | Statistique t |
|---|---|---|
| $\pi_{t-1} - \pi^{tr}_{t-1}$ | 0,77<br>*0,67* | 5,18<br>*3,89* |
| $\pi_{t-2} - \pi^{tr}_{t-2}$ | -<br>*0,23* | -<br>*1,34* |
| $\Delta\pi_{t-1}$ | -0,50<br>*-0,47* | -5,12<br>*-4,79* |
| $\Delta\pi_{t-2}$ | -0,57<br>*-0,59* | -5,14<br>*5,69* |
| $\Delta\pi_{t-3}$ | -0,13<br>*-0,19* | -1,05<br>*-1,67* |
| $\Delta\pi_{t-4}$ | -0,24<br>*-0,24* | -2,29<br>*-2,51* |
| $\Delta\pi_{t-5}$ | -0,15<br>*-0,17* | -1,61<br>*-1,98* |
| $Gap_t$ | 0,30<br>*0,36* | 3,05<br>*4,25* |
| $Prel_{t-1}$ | 0,06<br>*0,07* | 2,79<br>*4,04* |
| $Prel_{t-4}$ | -0,04<br>*-0,03* | -2,02<br>*-1,94* |
| $Prod_t$ | -0,33<br>*-0,26* | -1,92<br>*-1,87* |

$R^2$ ajusté = 0,43 (1979-1999) *0,47 (1975-1999)*

**Graphique 6 : Variable dépendante de la courbe de Phillips et valeur prédite**




### 4.1.2 Anticipations inflationnistes de la Réserve fédérale de Philadelphie et crédibilité de la politique monétaire

Dans le but de tenter de déterminer si le niveau de crédibilité de la politique monétaire déterminé lors de l'estimation du modèle USM est raisonnable, nous avons estimé à l'aide de l'équation ci-dessous le niveau implicite de crédibilité des anticipations inflationnistes correspondant au sondage trimestriel réalisé par la Réserve fédérale de Philadelphie ($\pi_t^{ep}$) :

$$\pi_t^{ep} = \pi_{t-1}^{c} + A_p(L)(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{c}). \qquad (19)$$

Cette équation a la même forme que celle utilisée pour définir les anticipations inflationnistes au sein du modèle USM. L'objectif de l'exercice est de comparer la somme des coefficients $A_p$ avec la somme des coefficients $A$ obtenue avec l'estimation du modèle USM (c.-à.-d. 0,77). La cible est égale à la tendance de l'inflation générée à l'aide du VAR structurel contenant six variables, dont l'IPC hors aliments et énergie. Les anticipations de la Réserve fédérale de Philadelphie étant définies par référence à l'IPC global, le niveau moyen de la cible a

été ajusté en fonction de l'écart moyen entre le taux d'inflation mesuré à l'aide de l'IPC hors aliments et énergie et celui généré à partir de l'IPC global.

Le Tableau 2 présente les résultats de l'estimation de l'équation 19. La somme des coefficients $A_p$ s'établit à 0,71. Ce résultat est fortement similaire et statistiquement non différent de celui qui résulte de l'estimation du modèle USM sur la période 1979-1999 (c.-à.-d. 0,77). Par conséquent, le niveau de crédibilité implicite des anticipations du modèle USM est comparable à celui obtenu à l'aide des anticipations de la Réserve fédérale de Philadelphie. Il est à noter que les résultats d'estimation du modèle USM indiquent que la crédibilité de la politique monétaire s'est accrue depuis le début de la présidence de Volker à la Réserve fédérale des États-Unis. En effet, la somme des coefficients A est de 0,90 pour la période 1975-1999, alors qu'elle est de 0,77 si nous commençons l'estimation en 1979.

**Tableau 2 : Estimation des coefficients reflétant le niveau de crédibilité de la politique monétaire**

| | Retards retenus | Somme des coefficients $A_p$ | Niveau de confiance du test $H_0$ : somme des $\Sigma(A_p) = \Sigma(A) =$ 0,77 |
|---|---|---|---|
| Anticipations (Réserve fédérale de Philadelphie) 1981T1-1999T4 | 1, 3 | 0,71 | 0,46 |
| Anticipations du modèle USM - 1979T1 - 1999T4 | 1 | 0,77 | - |
| Anticipations du modèle USM - 1975T1 - 1999T4 | 1, 2 | 0,90 | - |

### 4.1.3 Courbe IS

Le Tableau 3 qui suit présente les résultats de l'estimation de la courbe IS. L'ensemble des variables explicatives a l'effet attendu. Dans le cas du taux de change, il faut cependant être prudent, puisque ce dernier n'est que très peu statistiquement significatif[12]. Les coefficients associés au taux d'intérêt réel sont cependant conjointement très significatifs. Finalement, la

12. De plus, lorsqu'on utilise une méthode instrumentale pour estimer les paramètres de simultanéité, le coefficient associé au taux de change dans l'équation de la courbe IS a tendance à être plus faible. Toutefois, les autres paramètres de la courbe IS sont relativement peu affectés.

différence première de la richesse des ménages ainsi que celle du ratio ajusté du solde budgétaire sur le PIB sont toutes deux statistiquement significatives aux seuils de confiance usuels.

**Tableau 3 : Résultats de l'estimation de la courbe IS**

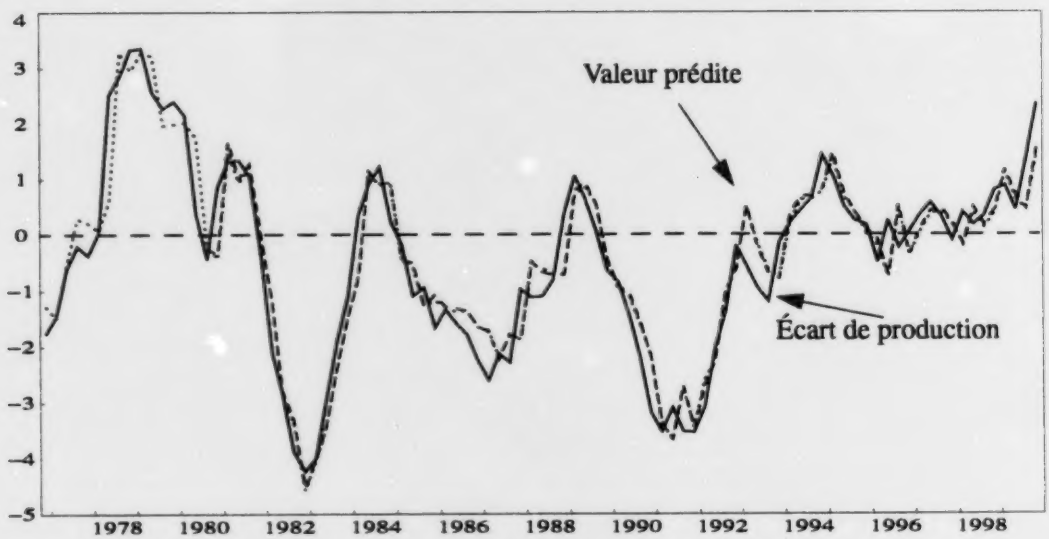
Variable dépendante ($Gap_t$)
Échantillon 1979T1-1999T4 : caractères normaux
Échantillon 1975T1-1999T4 : caractères en italiques

| Régresseurs | Coefficient | Statistique t |
|---|---|---|
| $Gap_{t-1}$ | 1,298<br>*1,234* | 11,97<br>*12,53* |
| $Gap_{t-2}$ | -0,396<br>*-0,335* | -3,42<br>*-3,09* |
| $Gap_{t-6}$ | -0,035<br>*-0,065* | 0,92<br>*-1,40* |
| $Rreeldev_{t-2}$ | -0,058<br>*-0,058* | -2,24<br>*-2,25* |
| $Rreeldev_{t-4}$ | -0,029<br>*-0,035* | -1,10<br>-1,35 |
| $ddeficity_{t-3}$ | 32,402<br>*33,592* | 2,35<br>*2,51* |
| $dwrd_{t-3}$ | 0,028<br>*0,030* | 2,00<br>*2,11* |
| $derf7_{t-1}$ | -0,030<br>*-0,035* | -1,23<br>*-1,45* |
| $R^2$ ajusté = 0,87 (1979-1999); *0,88 (1975-1999)* | | |
| Seuil de confiance du test d'exclusion des paramètres associés au taux d'intérêt | 0,001 (1979-1999)<br>*0,001 (1975-1999)* | |

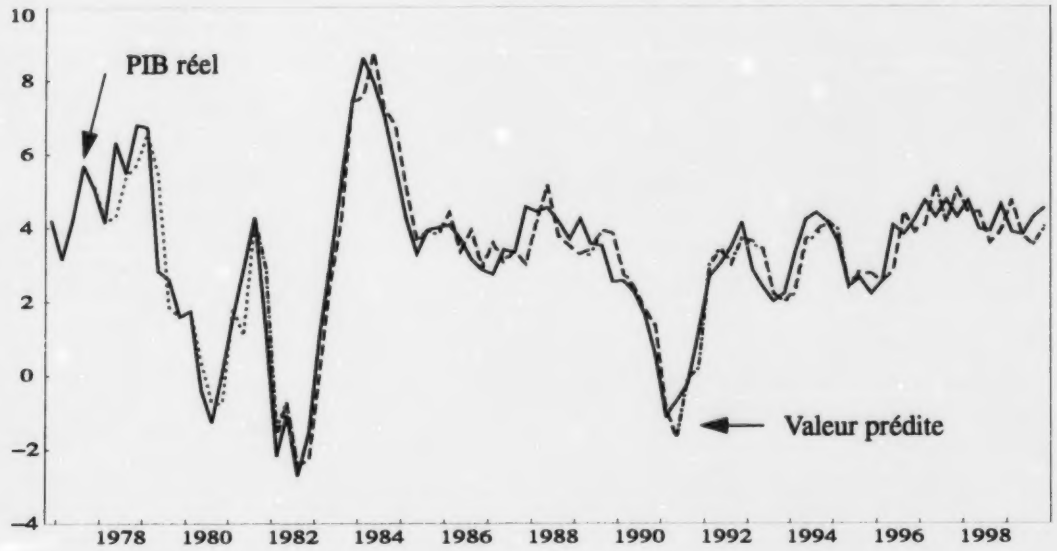
Le $R^2$ ajusté se situe à environ 87 % et il n'y a aucune auto-corrélation des erreurs. Pour les fins de la prévision, nous avons apporté un changement à la courbe IS. Ce changement vise à prendre en compte le fait que la demande globale ne s'ajuste pas aussi rapidement que l'offre globale suite à un choc affectant la productivité. En raison de ce délai d'ajustement, une augmentation permanente de la productivité entraîne initialement une offre excédentaire. Pour obtenir cet effet, nous avons introduit un terme supplémentaire dans l'équation de la courbe IS.

Cette variable est la valeur contemporaine de la différence première de la composante du PIB potentiel associée aux chocs affectant la tendance de la productivité. Tel qu'anticipé, le coefficient a un signe négatif. Par contre, la statistique *t* n'est que de 1,1. Malgré tout, nous avons ajouté la composante liée à la productivité dans la spécification de la courbe IS correspondant au Tableau 3. Nous avons également contraint le coefficient à prendre une valeur voisine de celle de l'estimation. Il faut d'ailleurs noter que la présence de cette variable dans la spécification de la courbe IS ne représente qu'une règle heuristique. Nous reviendrons sur son effet à la section présentant les résultats de simulations de chocs.

**Graphique 7 : Écart de production et valeur prédite**



**Graphique 8 : Taux de croissance A/A du PIB réel et valeur prédite**




Le Graphique 8 présente le glissement annuel du PIB réel ainsi que la valeur prédite par le modèle. Le modèle USM cerne très bien les grands mouvements du glissement annuel du PIB. De plus, depuis 1995, les résidus sont centrés autour de zéro, exception faite des erreurs enregistrées à la fin de 1999.

### 4.1.4 Fonction de réaction

La fonction de réaction que nous avons estimée est présentée au Tableau 4. L'ensemble des variables a l'effet escompté sur l'écart du taux d'intérêt réel par rapport au niveau d'équilibre, qui est de 2,91 % pour la période échantillonnale 1979-1999. Une augmentation de l'écart de production ainsi que celle de l'écart entre le taux d'inflation et la cible des autorités monétaires poussent ces dernières à hausser les taux d'intérêt. De plus, la Réserve fédérale doit procéder à une baisse temporaire des taux d'intérêt si elle décide de relever la cible de l'inflation. Il n'y a aucune auto-corrélation des erreurs[13].

---

13. Les résultats des estimations réalisées à l'aide de méthodes instrumentales impliquent peu de changement en ce qui a trait à l'élasticité de la fonction de réaction aux variations de l'écart de production. Par contre, on note une sensibilité plus grande des résultats concernant l'élasticité des taux d'intérêt aux fluctuations de l'inflation par rapport à la cible des autorités monétaires. Selon l'instrument retenu, cette élasticité fluctue entre 0,36 et 0,38 pour l'échantillon 1975-1999, comparativement à 0,30 selon les résultats présentés au Tableau 3. Cependant, lorsque nous effectuons nos estimations sur la période 1979-1999, l'élasticité du taux d'intérêt aux fluctuations de l'inflation par rapport à la cible des autorités monétaires s'établit à 0,11 si nous utilisons la méthode instrumentale, comparativement au coefficient de 0,39 qu'on trouve au Tableau 3. Cette sensibilité plus grande des résultats est peut-être attribuable à la petite taille de l'échantillon correspondant à la période 1979-1999.

Le Graphique 9 présente le taux d'intérêt réel ainsi que la valeur prédite par le modèle. La fonction de réaction du modèle est, à bien des égards, similaire à ce que l'on peut trouver dans la littérature[14]. La somme des coefficients auto-régressifs (c.-à.-d. 0,82) se situe dans la fourchette des résultats empiriques (c.-à.-d. entre 0,80 et 0,90). De plus, comme il a été mentionné auparavant, l'écart de production a un effet positif et oscillatoire. Finalement, l'effet d'une déviation de l'inflation par rapport à la cible est beaucoup plus important que l'effet d'une déviation du PIB par rapport au PIB potentiel. Nous verrons plus tard que ce résultat a une importance capitale.

**Tableau 4 : Fonction de réaction estimée**

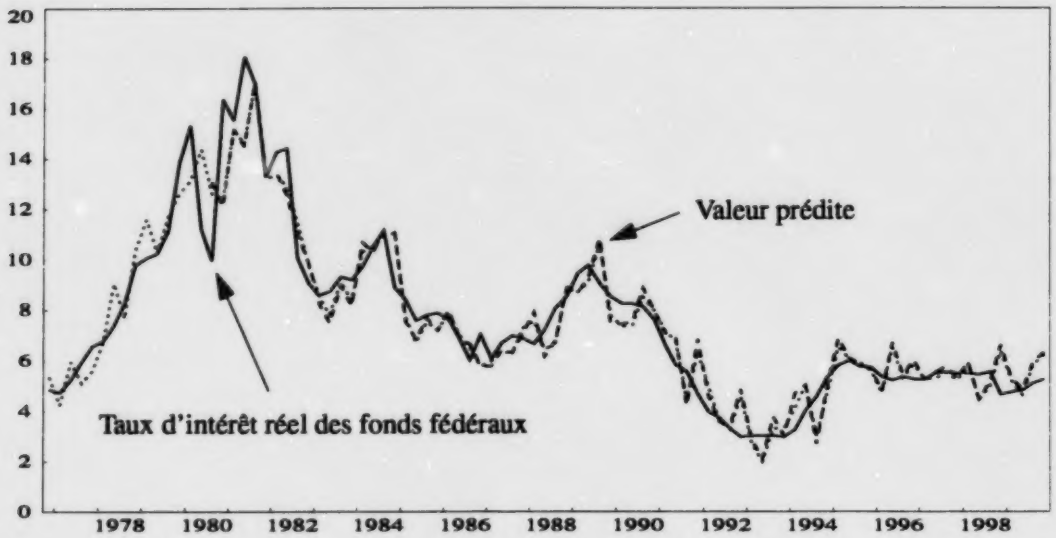
Variable dépendante (*Rreeldev*)
Échantillon 1979T1-1999T4 : caractères normaux
Échantillon 1975T1-1999T4 : caractères en italiques

| Régresseurs | Coefficient | *Statistique t* |
|---|---|---|
| $Rreeldev_{t-1}$ | 0,54<br>*0,64* | 6,21<br>*8,75* |
| $Rreeldev_{t-2}$ | -0,11<br>*-0,15* | -1,58<br>*-2,29* |
| $Rreeldev_{t-3}$ | 0,20<br>*0,17* | 3,23<br>*2,95* |
| $Rreeldev_{t-5}$ | 0,19<br>*0,20* | 3,06<br>*3,45* |
| $Gap_t$ | 0,91<br>*0,94* | 4,42<br>*5,41* |
| $Gap_{t-1}$ | -0,66<br>*-0,75* | -3,10<br>*-4,14* |
| $\pi_t - \pi_t^{tr}$ | 0,39<br>*0,30* | 2,12<br>*2,00* |
| $\Delta\pi_{t-1}{}^{tr}$ | -0,96<br>*-1,03* | -8,33<br>*-10,55* |

$R^2$ ajusté = 0,73 (1979-1999); *0,79 (1975-1999)*

14. Voir Sack et Wieland (1999).

**Graphique 9 : Taux d'intérêt réel de court terme et valeur prédite**



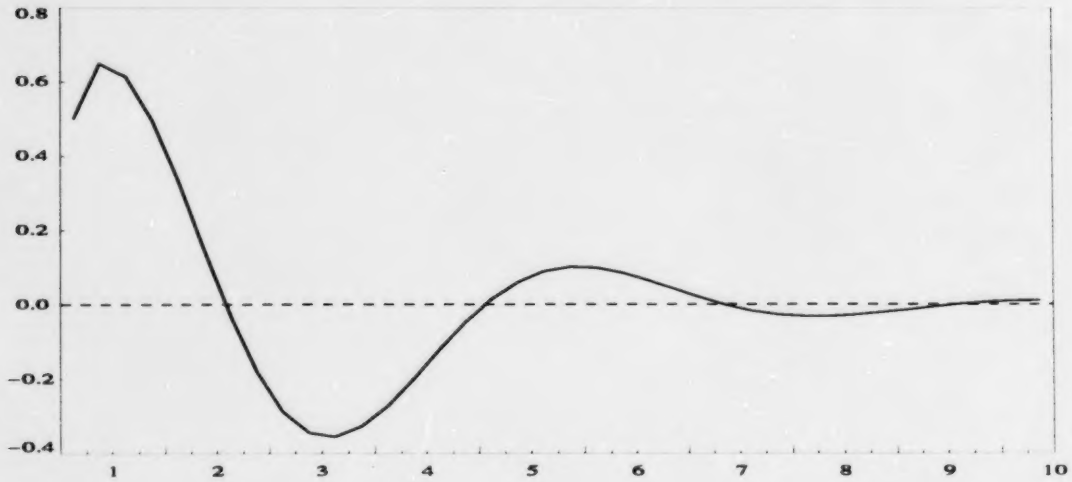

## 5. Comportement dynamique du modèle

### 5.1 Augmentation de 50 points de base de l'écart de production

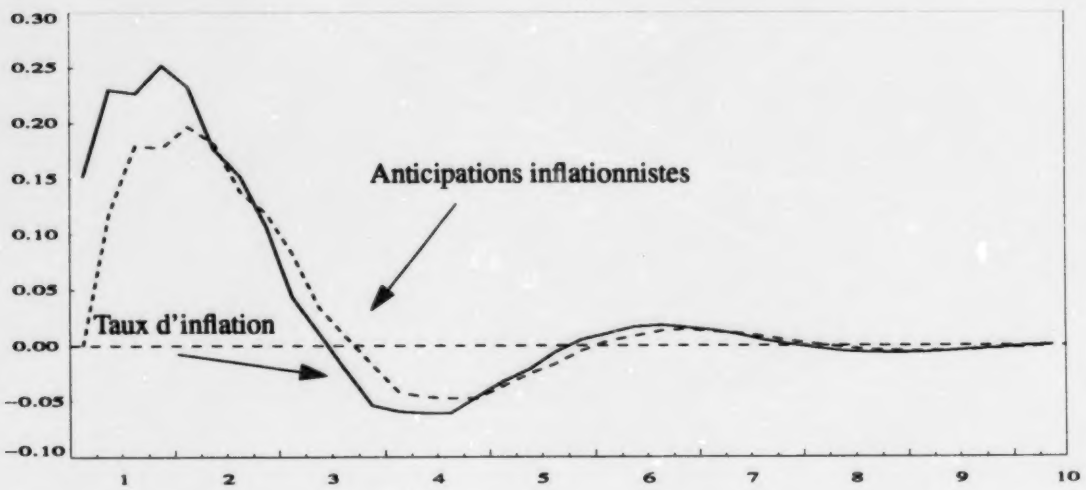
Les Graphiques 10, 11 et 12 présentent respectivement la réaction de l'écart de production, de l'inflation et du taux d'intérêt réel de court terme à une augmentation de 50 points de pourcentage de l'écart de production. Le choc entraîne un effet positif sur l'écart de production et l'inflation. Les anticipations réagissent avec un certain délai déterminé par l'effet de l'écart entre le taux d'inflation et la cible dans la courbe de Phillips. Les autorités monétaires réagissent à la hausse de l'écart de production et à celle de l'inflation en augmentant le taux d'intérêt réel. Ce dernier est maintenu à des niveaux plus élevés qu'initialement tant que l'effet du choc sur le taux d'inflation n'est pas égal à zéro. La hausse des taux d'intérêt contribue à la longue à créer une offre excédentaire qui sera par la suite corrigée par une légère baisse des taux d'intérêt. Cette offre excédentaire ne fait que refléter les préférences des autorités monétaires qui accordent plus d'importance à des déviations du taux d'inflation par rapport à la cible qu'à des déviations du PIB réel par rapport à son niveau d'équilibre. L'effet du choc sur le taux d'intérêt réel est nul lorsque le taux d'inflation se rapproche de la cible ***et que simultanément*** le PIB réel se rapproche du PIB potentiel.

Une augmentation initiale de 50 points de base sur l'écart de production entraîne donc une hausse temporaire de l'inflation, qui atteint son sommet à 25 points de base. Les autorités monétaires réagissent en augmentant temporairement le taux d'intérêt réel d'environ 80 points de base.

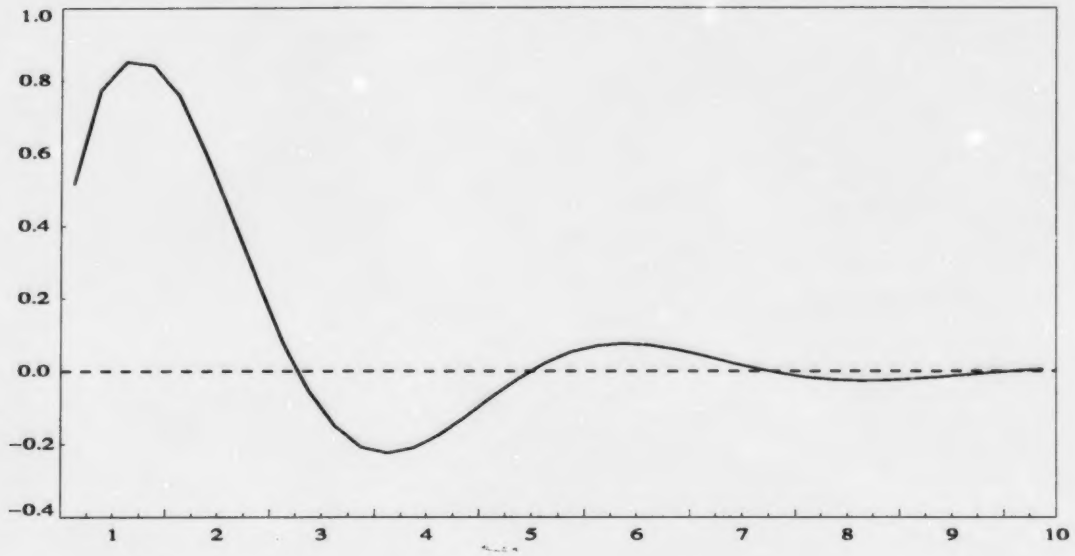
**Graphique 10 : Réaction de l'écart de production à une hausse de 50 points de base de l'écart de production**




**Graphique 11 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une hausse de 50 points de base de l'écart de production**



**Graphique 12 : Réaction du taux d'intérêt réel de court terme à une hausse de 50 points de base de l'écart de production**



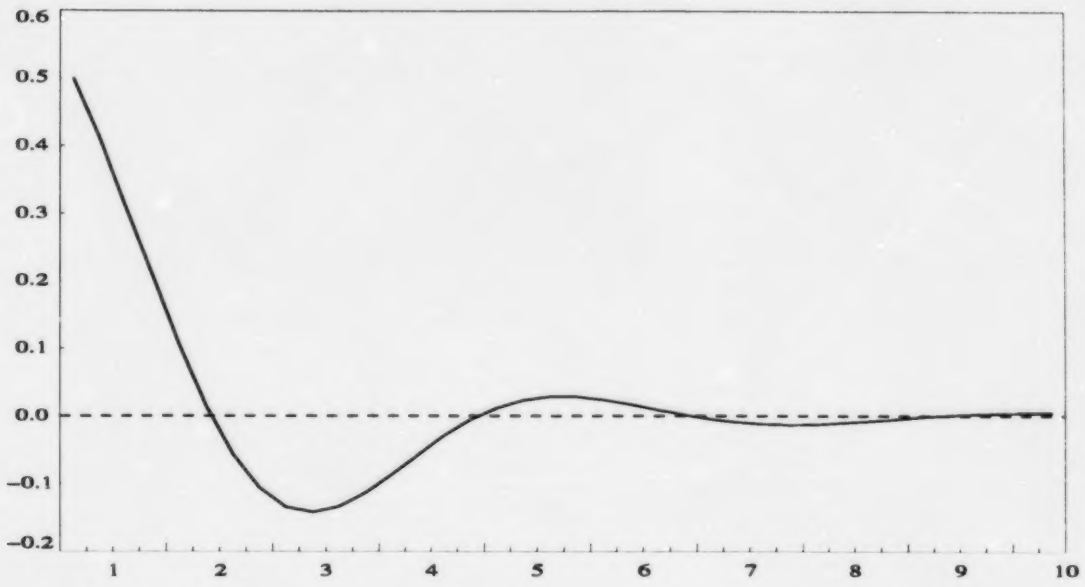

## 5.2 Choc exogène de 50 points de base du taux d'intérêt de court terme

Les Graphiques 13, 14 et 15 présentent respectivement la réaction du taux d'intérêt réel de court terme, de l'écart de production et de l'inflation à un choc *exogène* de 50 points de base du taux d'intérêt réel[15]. Le choc a un effet négatif sur l'écart de production et sur l'inflation. La réaction des autorités monétaires vient accélérer la baisse graduelle du taux d'intérêt, laquelle s'effectue à un rythme déterminé par le coefficient auto-régressif de la fonction de réaction.

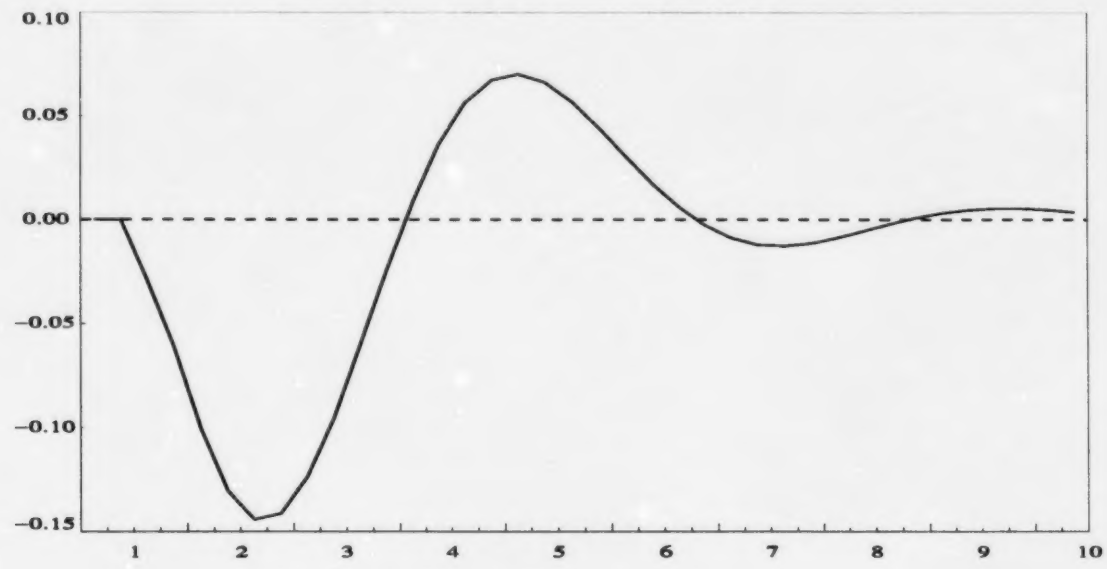
Après un délai d'environ six trimestres, la baisse de l'inflation ainsi que l'offre excédentaire engendrées par le choc initial poussent les autorités monétaires à diminuer le taux d'intérêt réel de sorte que le taux d'inflation remonte graduellement vers son niveau initial. La baisse du taux d'intérêt a cependant provoqué une demande excédentaire, qui est corrigée par la suite. À long terme, le taux d'inflation converge vers la cible et le niveau du PIB réel converge vers celui du PIB potentiel.

15. Dans le cadre d'un modèle comportant une fonction de réaction, un tel choc est peu probable. Nous effectuons l'exercice dans le seul but d'analyser les propriétés du modèle.

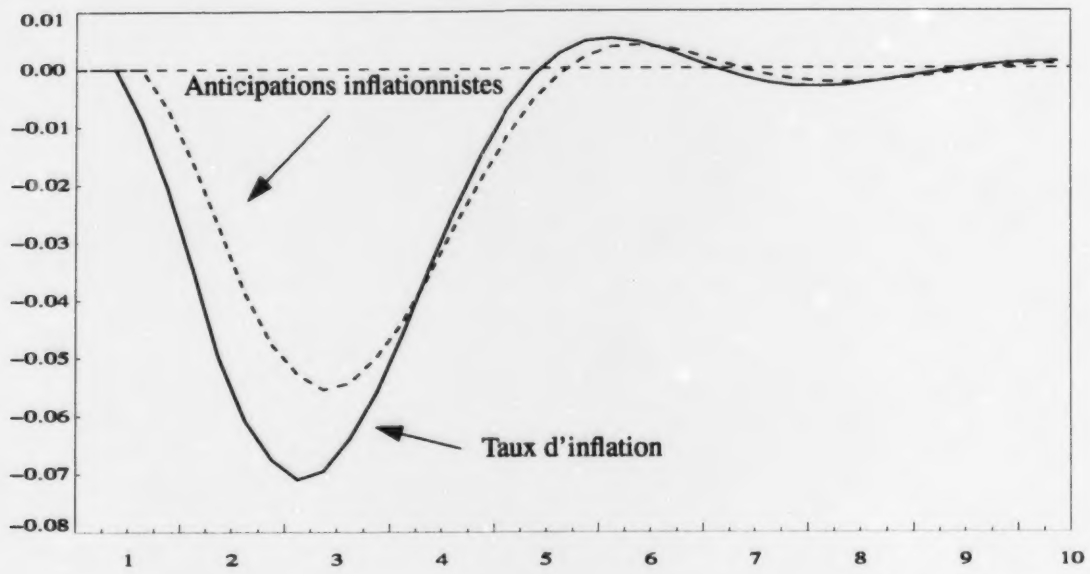
**Graphique 13 : Réaction du taux d'intérêt réel de court terme à une hausse de 50 points de base du taux d'intérêt réel de court terme**




**Graphique 14 : Réaction de l'écart de production à une hausse de 50 points de base du taux d'intérêt réel de court terme**



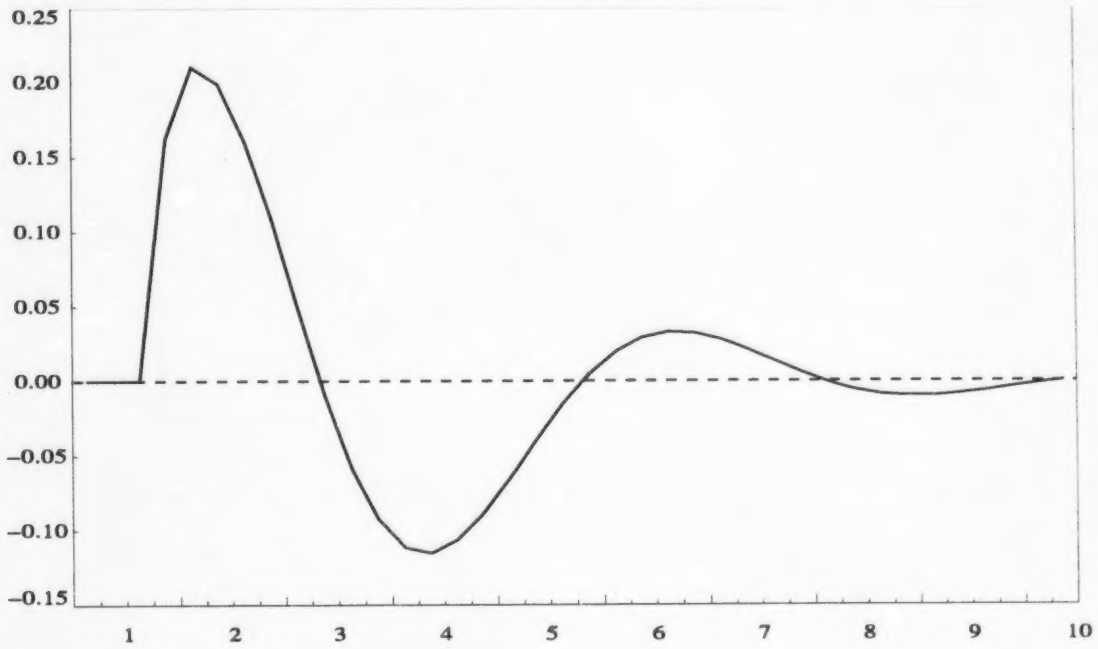
**Graphique 15 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une hausse de 50 points de base du taux d'intérêt réel de court terme**



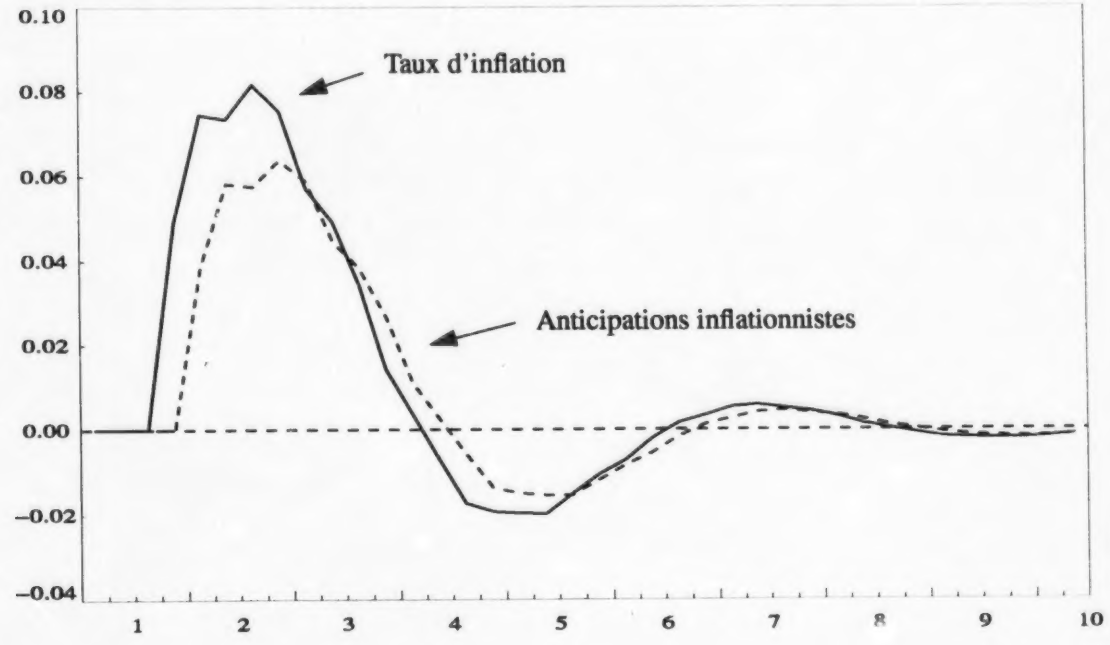

## 5.3 Choc affectant le solde budgétaire du gouvernement fédéral

Les Graphiques 16, 17 et 18 présentent respectivement la réaction de l'écart de production, de l'inflation et du taux d'intérêt réel de court terme à un choc positif (c.-à.-d. hausse du déficit ou baisse du surplus) exogène de un écart type du solde budgétaire du gouvernement fédéral (c.-à.-d. une variation permanente de 0,5 % du niveau du solde budgétaire). Au cours des trois premiers trimestres, le choc n'entraîne aucun effet sur l'économie, puisqu'il faut attendre un délai de trois trimestres pour qu'une hausse du solde budgétaire ait un effet sur l'écart de production (voir la courbe IS). Dès le troisième trimestre, le choc pousse l'économie dans une conjoncture de demande excédentaire et contribue à intensifier l'inflation. À court terme, les autorités monétaires réagissent en haussant le taux d'intérêt réel de court terme. Le taux d'intérêt demeure supérieur à son point initial aussi longtemps que le taux d'inflation n'est pas égal à la cible, ce qui entraîne une légère offre excédentaire, qui est ensuite corrigée. À long terme, la réaction des autorités pousse l'écart de production à revenir à zéro et le taux d'inflation à retourner au niveau de la cible.

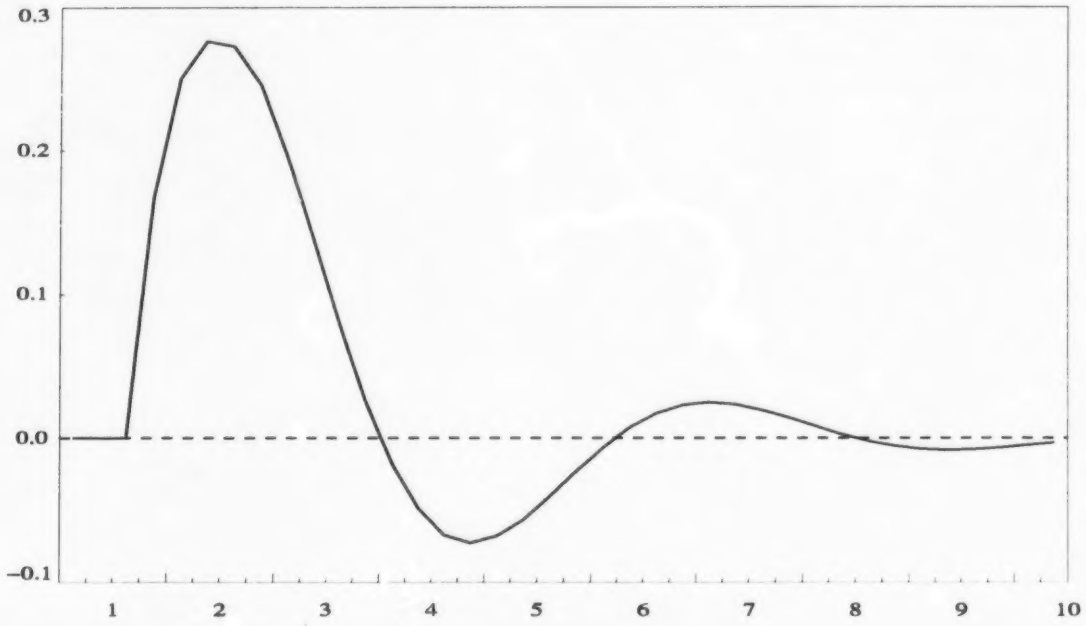
**Graphique 16 : Réaction de l'écart de production à une hausse de 0,5 % du solde budgétaire**




**Graphique 17 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une hausse de 0,5 % du solde budgétaire**



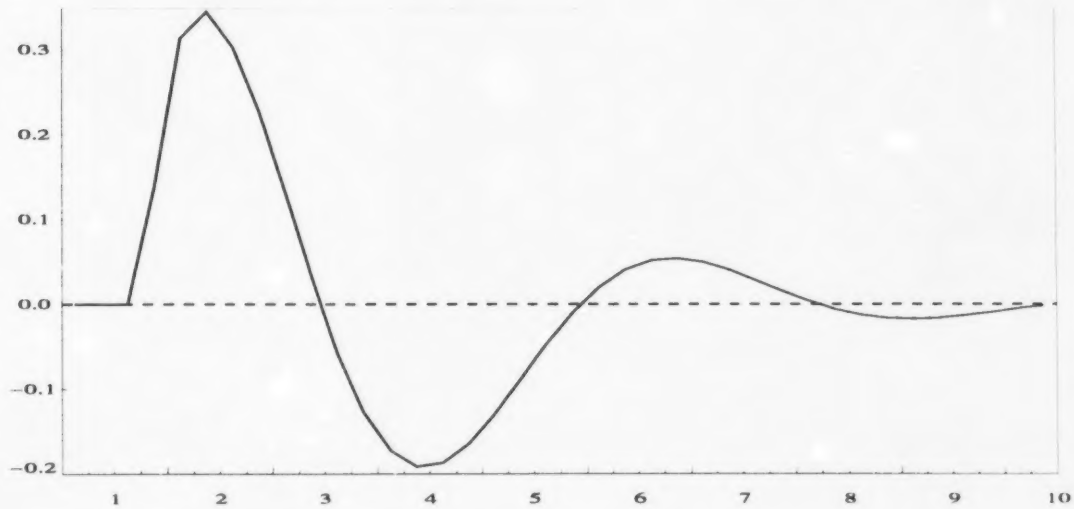
**Graphique 18 : Réaction du taux d'intérêt réel de court terme à une hausse de 0,5 % du solde budgétaire**



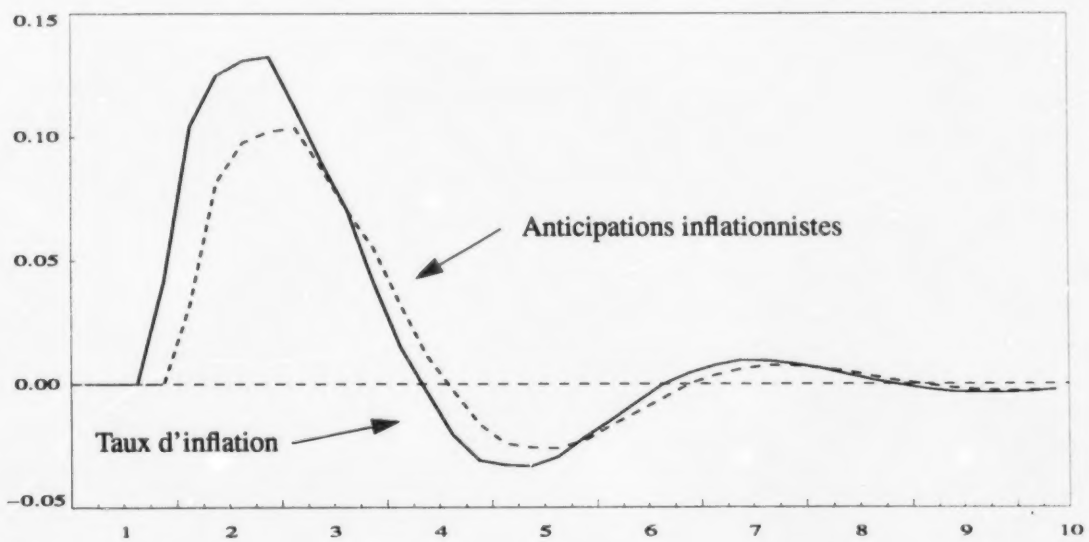

## 5.4 Augmentation de 10 % de la richesse des ménages

Les Graphiques 19, 20 et 21 présentent respectivement la réaction de l'écart de production, de l'inflation et du taux d'intérêt réel de court terme à deux chocs consécutifs équivalant à une hausse permanente de 10 % de la richesse des ménages. Après un délai de trois trimestres, le choc crée graduellement une demande excédentaire qui atteint un sommet d'environ 0,30 % du PIB potentiel. Cette demande excédentaire contribue à accroître le taux d'inflation annuel de 0,13 %. Les autorités monétaires réagissent en augmentant de 40 points de base le taux d'intérêt réel. Elles maintiennent un taux d'intérêt réel plus élevé qu'initialement tant que le taux d'inflation ne s'établit pas à un niveau égal à celui de la cible, ce qui provoque une légère offre excédentaire, qui se corrige par la suite.

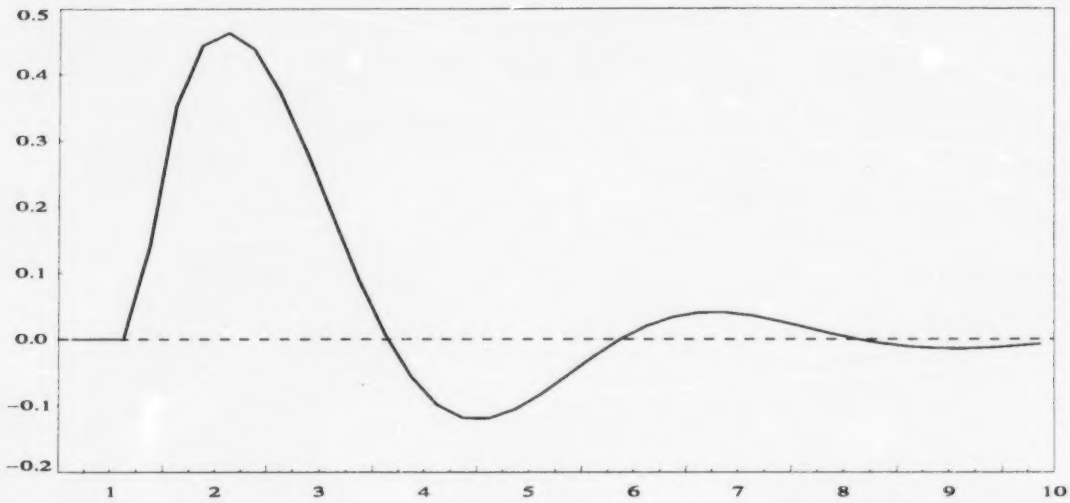
**Graphique 19 : Réaction de l'écart de production à une hausse de 10 % de la richesse des ménages**




**Graphique 20 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une hausse de 10 % de la richesse des ménages**



**Graphique 21 : Réaction du taux d'intérêt réel de court terme à une hausse de 10 % de la richesse des ménages**

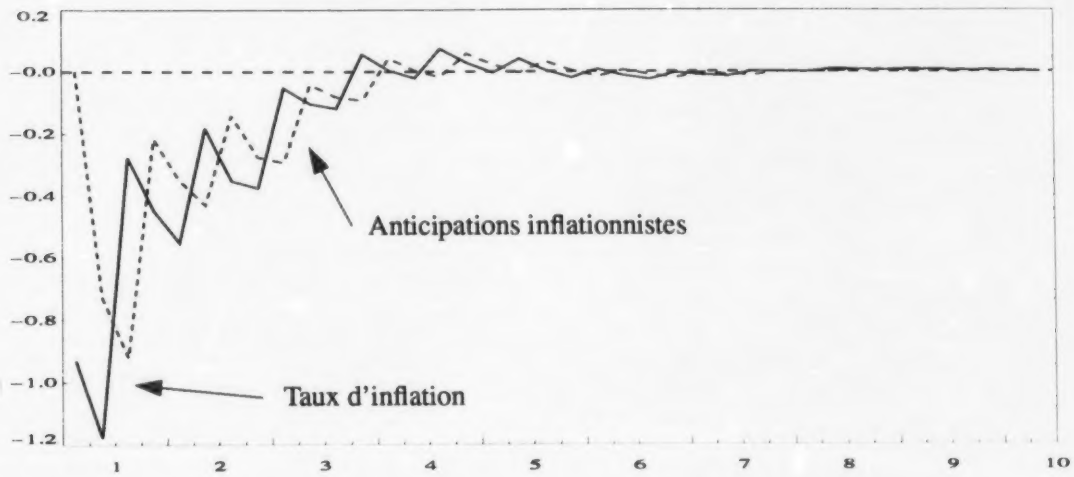



## 5.5 Augmentation de 1,4 % de la productivité de la main-d'oeuvre

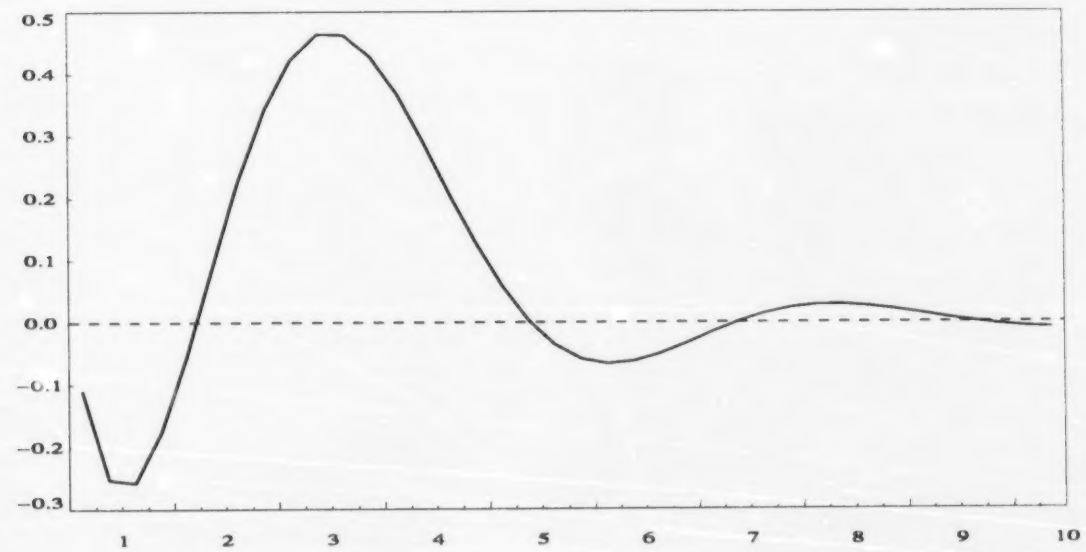
Les Graphiques 22, 23 et 24 présentent respectivement la réaction du taux d'inflation, de l'écart de production et du taux d'intérêt réel de court terme à un choc entraînant une hausse de 1,4 % de la productivité de la main-d'oeuvre. Par son ampleur, le choc est similaire à celui présenté dans Coletti et coll. Le choc provoque une baisse importante du taux annuel d'inflation. De plus, initialement la demande globale ne réagit pas aussi rapidement que le PIB potentiel de sorte qu'au cours de la première année, le choc se traduit par une offre excédentaire. Cet effet est attribuable à la présence de la variable liée à la tendance de la productivité au sein de la courbe IS.

Cependant, la baisse de l'inflation et de l'écart de production poussent les autorités monétaires à réagir fortement en diminuant le taux d'intérêt réel. Cette baisse contribue à accroître l'écart de production tant que l'effet du choc sur le taux d'inflation n'est pas nul. Par la suite, les autorités monétaires augmentent légèrement le taux d'intérêt pour pousser l'écart de production à revenir à zéro.

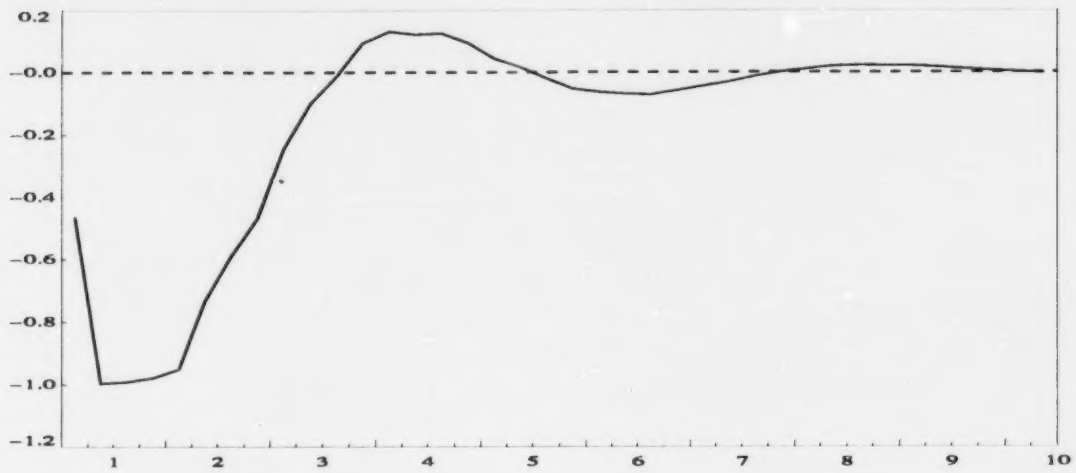
**Graphique 22 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une hausse de 1,4 % du niveau de la productivité de la main-d'oeuvre**




**Graphique 23 : Réaction de l'écart de production à une hausse de 1,4 % de la productivité de la main-d'oeuvre**



**Graphique 24 : Réaction du taux d'intérêt réel de court terme à une hausse de 1,4 % du niveau de la productivité de la main-d'oeuvre**



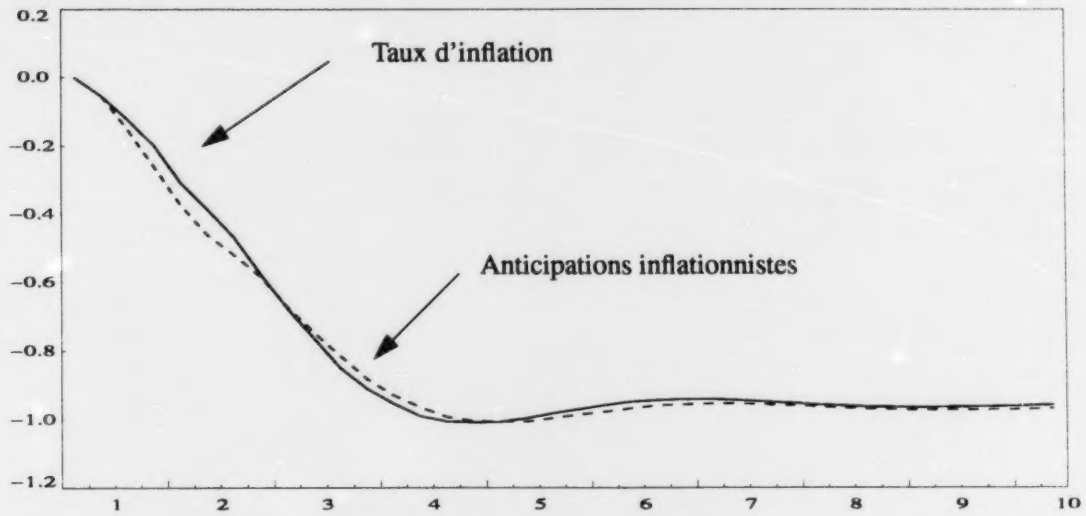

## 5.6 Diminution graduelle de la cible des autorités monétaires de 2,0 % à 1,0 %

Les Graphiques 25, 26 et 27 présentent respectivement la réaction du taux d'inflation, du taux d'intérêt réel de court terme et de l'écart de production à une diminution graduelle (en quatre trimestres) de la cible des autorités monétaires, qui passe ainsi de 2,0 % à 1,0 %. Les autorités monétaires doivent hausser graduellement les taux d'intérêt d'environ 150 points de base afin que les anticipations inflationnistes soient compatibles avec un taux d'inflation tendanciel de 1,0 %. La hausse des taux d'intérêt provoque une offre excédentaire de l'ordre de 0,65 % du PIB potentiel. Il est à noter que le taux d'inflation ne va pas s'établir exactement à 1 % et que l'écart de production ainsi que les taux d'intérêt ne reviennent pas tout à fait à leurs points de départ, car nous n'avons pas ajusté les prix à l'importation pour les fins de cette simulation.

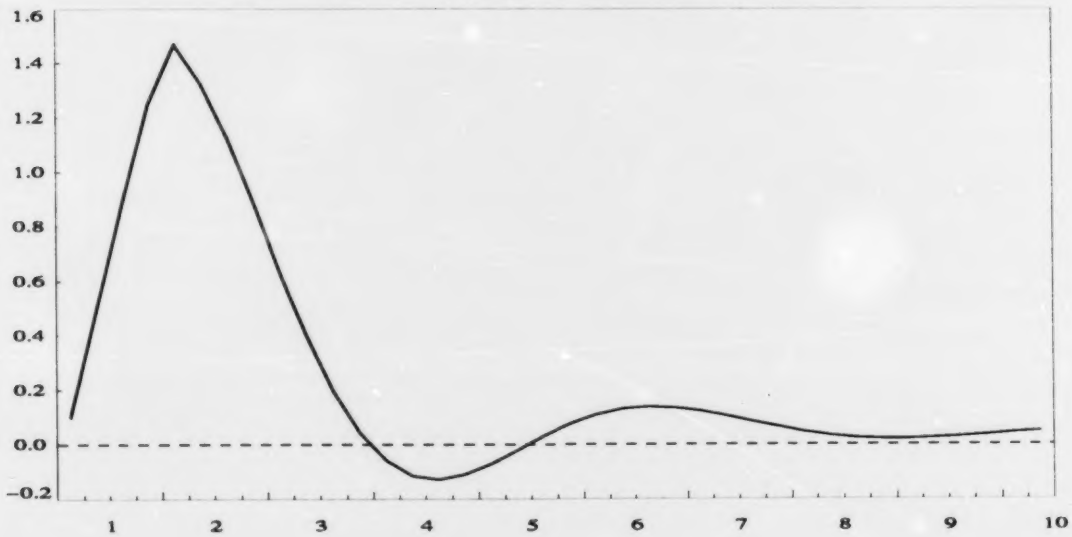
Sur un horizon de 20 trimestres, le ratio de sacrifice implicite à une baisse de 100 points de base de la cible se chiffre à 5,8. Si on suppose un coefficient d'Okun se situant entre 2 et 3, on obtient un ratio de sacrifice, exprimé en taux de chômage, se situant entre 1,9 et 2,9. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus à l'aide du modèle FRB/US de la Réserve fédérale[16]. La réaction des différentes variables du modèle USM est également comparable à celle obtenue en utilisant le modèle FRB/US.

16. Voir Bomfim et coll. (1997).

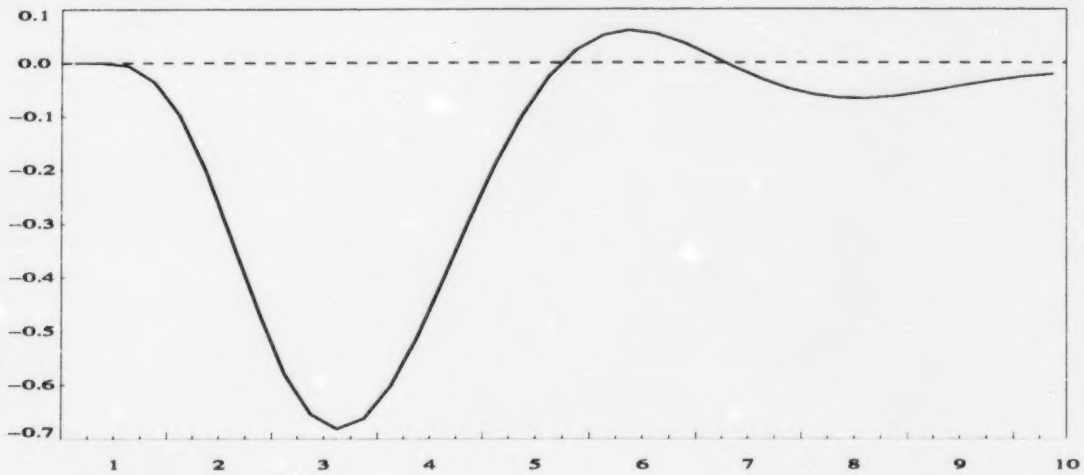
**Graphique 25 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une baisse graduelle de la cible des autorités monétaires, qui passe de 2,0 % à 1,0 %**




**Graphique 26 : Réaction du taux d'intérêt réel à une diminution graduelle de la cible des autorités monétaires, qui passe de 2,0 % à 1,0 %**



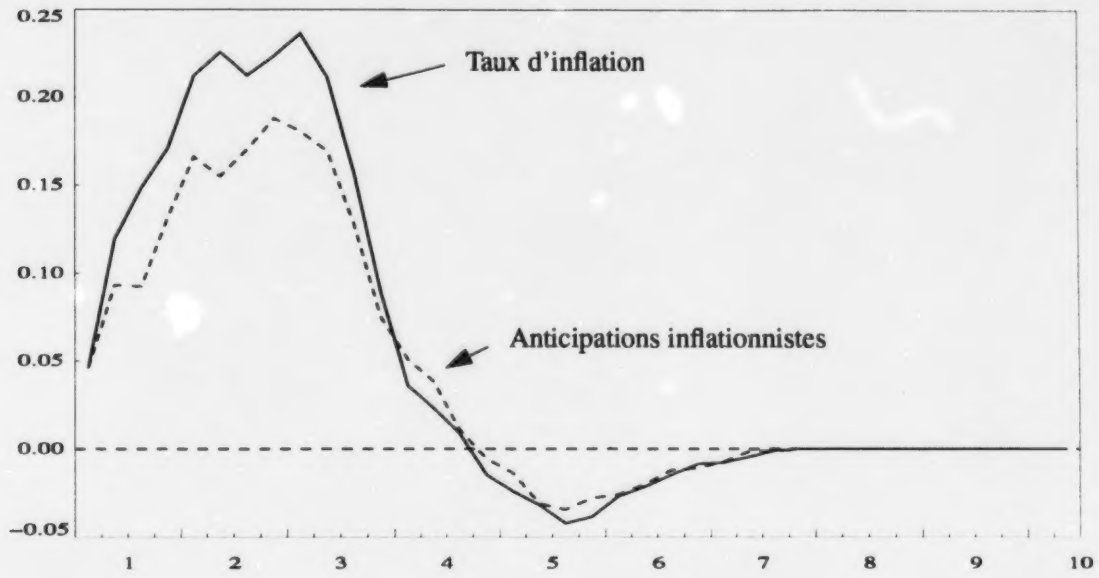
**Graphique 27 : Réaction de l'écart de production à une baisse graduelle de la cible des autorités monétaires, qui passe de 2,0 % à 1,0 %.**



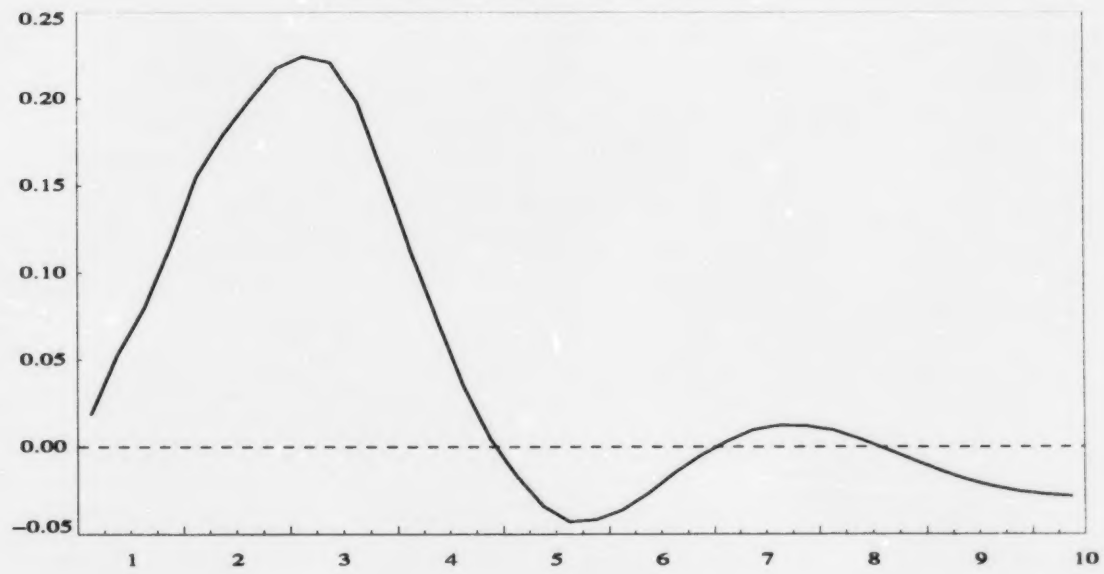

## 5.7 Simulation d'une perte de crédibilité des autorités monétaires

Les Graphiques 28, 29 et 30 présentent l'effet marginal d'une détérioration de la crédibilité de la politique monétaire (c.-à.-d. un coefficient $A$ = 0,9, comparativement à un coefficient $A$ = 0,77). La détérioration de la crédibilité de la politique monétaire entraîne une augmentation progressive des anticipations inflationnistes. Ces dernières atteignent un sommet qui dépasse d'environ 20 points de base le niveau atteint avant la perte de crédibilité. Il faut un délai d'environ trois ans pour que s'estompe l'effet sur les anticipations inflationnistes et le taux d'inflation. La hausse du taux d'inflation pousse les autorités monétaires à accroître davantage le taux d'intérêt réel (environ 20 points de base), ce qui se traduit ultérieurement par une offre excédentaire de l'ordre de 12 points de base. Cette offre s'avère suffisante pour amener le taux d'inflation au niveau de la cible après un délai de trois ans. Quel que soit le degré de crédibilité de la politique monétaire, l'ensemble des variables du modèle USM converge vers leur équilibre de long terme. Toutefois, le niveau de crédibilité affecte l'ampleur et la durée des divergences par rapport aux valeurs d'équilibre de long terme de l'ensemble des principales variables du modèle (PIB, taux d'inflation et taux d'intérêt).

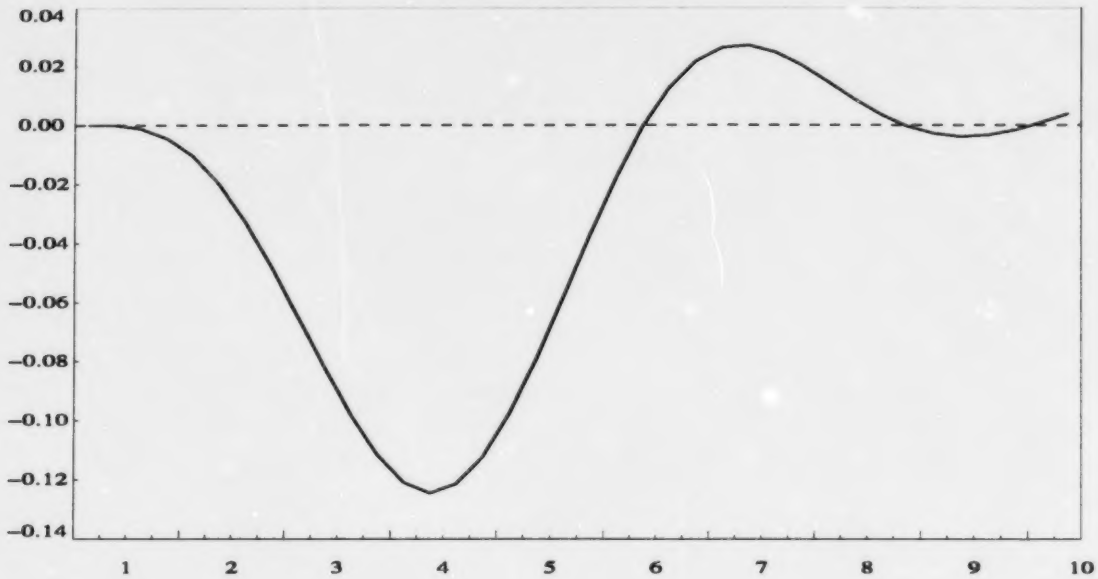
**Graphique 28 : Simulation d'une baisse de la crédibilité de la politique monétaire : effet sur l'inflation et les anticipations inflationnistes**




**Graphique 29 : Simulation d'une baisse de la crédibilité de la politique monétaire : effet sur les taux d'intérêt réels et nominaux**



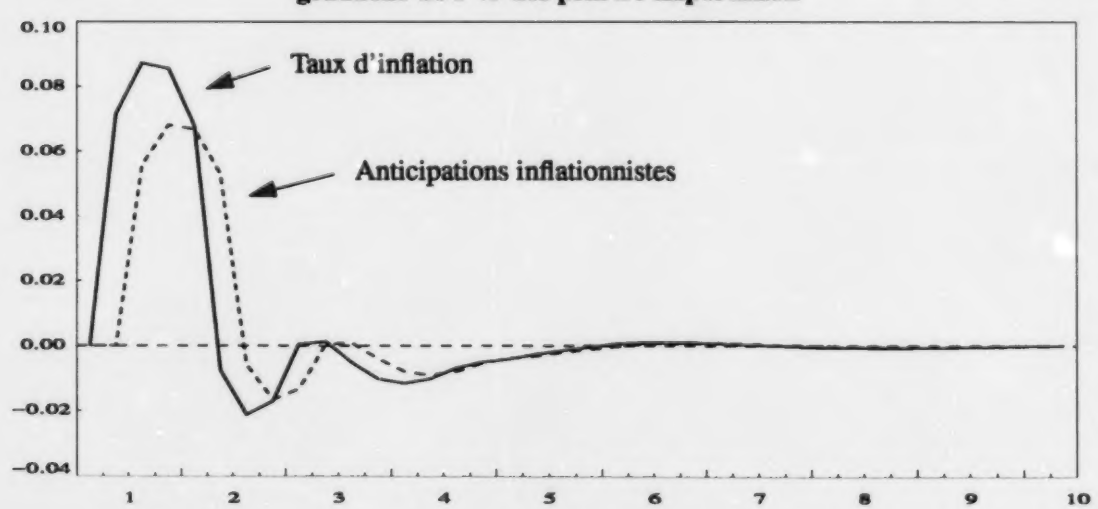
**Graphique 30 : Simulation d'une baisse de la crédibilité de la politique monétaire : effet sur l'écart de production**



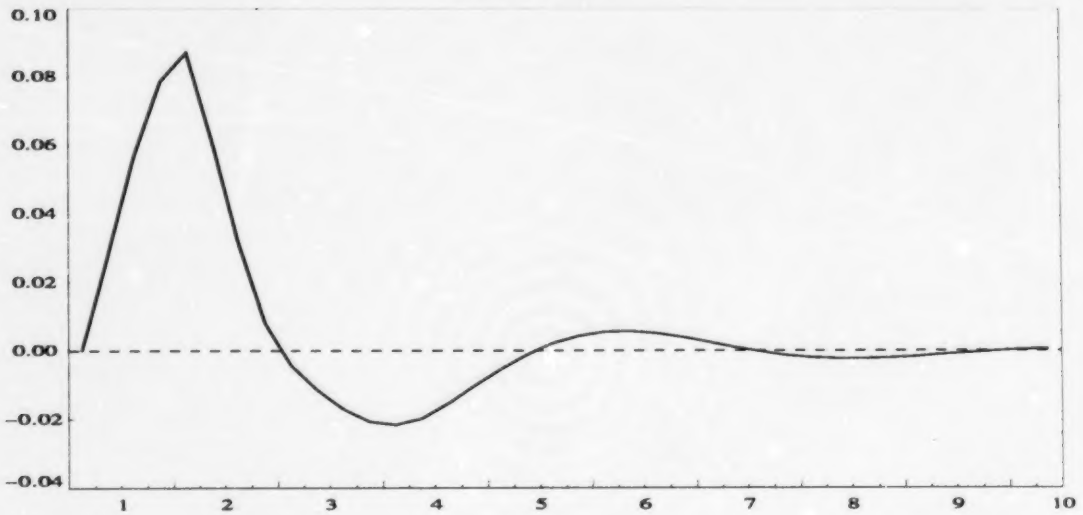

## 5.8 Hausse graduelle de 5 % des prix à l'importation

Les Graphiques 31, 32 et 33 présentent respectivement la réaction du taux d'inflation, du taux d'intérêt réel de court terme et de l'écart de production à une hausse graduelle de 5 % des prix à l'importation. Le choc provoque une hausse de 9 points de base du taux d'inflation. Les autorités monétaires réagissent en haussant légèrement les taux d'intérêt réels. L'augmentation des taux d'intérêt provoque une faible offre excédentaire.

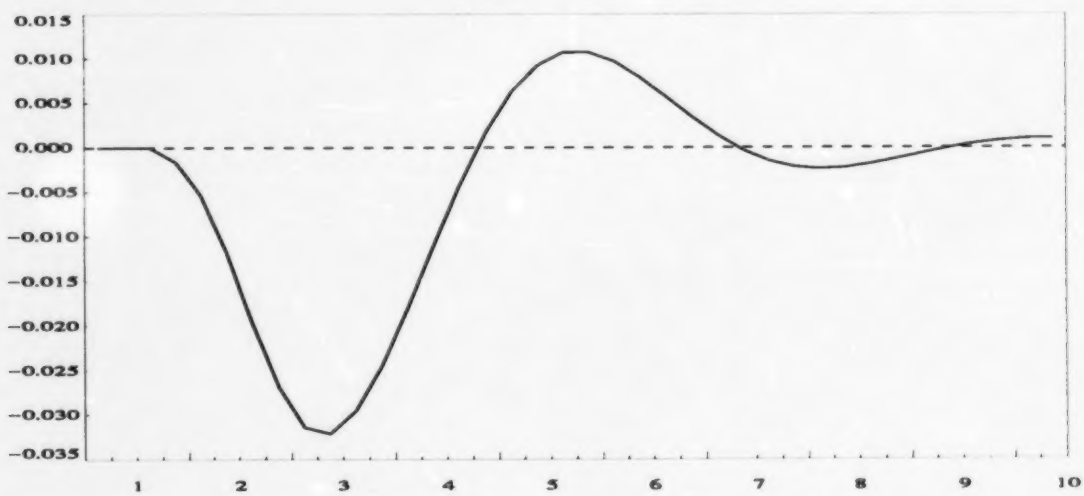
**Graphique 31 : Réaction du taux d'inflation et des anticipations inflationnistes à une hausse graduelle de 5 % des prix à l'importation**



**Graphique 32 : Réaction du taux d'intérêt réel à une hausse graduelle de 5 % des prix à l'importation**




**Graphique 33 : Réaction de l'écart de production à une hausse graduelle de 5 % des prix à l'importation**



## 6. Conclusions

Le modèle présenté dans cette étude comporte plusieurs avantages et améliorations par rapport à l'ancien modèle de projection de l'économie américaine utilisé à la Banque du Canada. Les plus importants sont les suivants :

- Le modèle inclut une fonction de réaction. En plus d'endogénéiser les taux d'intérêt, la fonction de réaction permet de simuler le comportement des autorités monétaires face à l'ensemble des types de chocs du modèle. Dans l'ancien modèle de projection, les taux d'intérêt sont exogènes. Par conséquent, dans le VSM rien ne garantit que la fonction de réaction implicite au scénario imposé des taux d'intérêt est la même d'une projection à l'autre. Le USM ne présente pas cette lacune.

- Le modèle utilise un VAR structurel pour estimer le PIB potentiel. Cette méthodologie permet d'identifier la composante permanente du PIB dans un cadre structurel en ayant recours à un minimum de restrictions théoriques, et ce, sans faire appel à des hypothèses arbitraires relatives à des paramètres mécaniques de lissage. De plus, la méthodologie utilisée au sein du modèle USM ne souffre pas des problèmes inhérents aux filtres mécaniques. Finalement, elle permet de décomposer le PIB potentiel en trois éléments, liés respectivement à la tendance de la productivité de la main-d'oeuvre, à la tendance du taux d'activité et aux autres chocs d'offre. Contrairement au filtre HP multivarié, il peut donc simuler l'effet qu'a un choc modifiant la tendance de la productivité (ou du taux d'activité) sur le PIB potentiel et projeter cet agrégat. Par conséquent, le secteur de l'offre globale est nettement plus développé dans ce modèle que dans l'ancien.

- Contrairement à l'ancien modèle, le modèle USM prend en compte les effets de la productivité sur le PIB potentiel (comme il a été mentionné précédemment) ainsi que sur l'inflation par le biais de la courbe de Phillips. Cette caractéristique du modèle est particulièrement importante dans le contexte actuel. L'effet de la productivité sur le taux d'inflation permet d'obtenir une interaction entre l'offre et la demande globales.

- Les anticipations sont centrées sur la cible des autorités monétaires et réagissent moins rapidement dans ce modèle que dans le VSM. Cet ancrage plus important des anticipations inflationnistes reflète une plus grande crédibilité de la politique monétaire. De plus, contrairement au VSM, le USM permet de simuler une perte (ou un gain) de crédibilité de la politique monétaire.

- Le USM n'utilise pas de filtres mécaniques pour estimer les valeurs d'équilibre des différentes variables. Au sein de l'ancien modèle de projection, les différentes variables du modèle sont introduites en déviation par rapport aux valeurs d'équilibre générées par les filtres HP utilisés. Par conséquent, dans le VSM, toutes les variables sont en fait des variables construites et artificielles.

Finalement, le comportement dynamique du modèle et l'interrelation entre les différentes variables semblent compatibles avec la théorie économique et la littérature empirique. À l'usage, nous serons plus à même d'apporter des améliorations à ce modèle. D'ailleurs, la prochaine étape des travaux d'expansion du USM consistera à développer une équation du taux de change et à y intégrer le secteur extérieur. De plus, dans le but de réduire la volatilité de la cible des autorités monétaires, il serait souhaitable d'envisager de nouvelles méthodes devant permettre d'identifier les changements de cibles d'inflation qui se sont produits au cours de la période étudiée. Enfin, le pouvoir prédictif du modèle pourrait être testé à l'aide d'exercices de prévision hors échantillon.

## BIBLIOGRAPHIE


Boivin, J. (1998). « The Fed's Conduct of Monetary Policy: Has it Changed and Does it Matter? », Princeton University.

Bomfim, A., R. Tetlow, P. von zur Muehlen et J. Williams (1997). « Expectations, Learning and the Cost of Disinflation », document de travail, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Bullard, J. et J. W. Keating (1995). « The Long-Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies », *Journal of Monetary Economics,* vol. 36, p. 477-496.

Blanchard, O. J. et D. Quah (1989). « The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review,* vol. 79, p. 655-673.

Coletti, D., B. Hunt, D. Rose et R. Tetlow (1996). « The Bank of Canada's New Quartely Projection Model, Part 3, The Dynamic Model : QPM », Rapport technique n° 75, Banque du Canada.

DeSerres, A. et A. Guay (1995). « The Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions », document de travail 95-3, Banque du Canada.

Dupasquier C., A. Guay et P. St-Amant (1997). « A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap », document de travail 97-5. Banque du Canada.

Gali, J. (1992). « How well does the IS-LM Model fit Postwar U.S. Data? », *Quarterly Journal of Economics,* vol. 107, p. 709-38.

Guay, A. et P. St-Amant (1996). *Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles*?, Rapport technique n° 82, Banque du Canada.

King, R. G., G. H. Plosser, J. H. Stock, et M. W. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review,* vol. 81 (Septembre), p. 819-840.

Lalonde, R. (1998). « Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants : la productivité de la main d'oeuvre et le taux d'activité », document de travail 98-13, Banque du Canada.

Lalonde, R. (1999). « The U.S. Capacity Utilization Rate: A New Estimation Approach », document de travail 99-14, Banque du Canada.

Laxton, D. et R. Tetlow (1992). « A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output », Rapport technique n° 59, Banque du Canada.

Lecavalier D. (1999). « The U.S. Projection and the Quest for a New Model », miméo, Banque du Canada.

Lefebvre, M. et G. Paulin (1998). « A Policy Rule for the U.S. Monetary Authorities », Banque du Canada, document interne.

Lippi, M., et L. Reichlin (1993). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comments », *American Economic Review,* vol. 83, p. 644-152.

Lütkepohl, H. et D. S. Poskitt (1996). « Specification of Echelon-Form Varma Models », *Journal of Business and Economic Statistics,* vol. 14, p. 69-79.

Nelson, C. R. et C. Plosser (1982). « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series », *Journal of Monetary Economics,* vol. 10, p. 139-167.

Phillips, P. C. B. (1995a). « Econometrics Analysis of Fisher's Equation », document de travail, Cowles Foundation.

——— (1995b). « Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Non-Stationary VARs », document de travail 1102, Cowles Foundation.

Quah, D. (1992). « The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds », *Econometrica,* vol. 60, n° 1, p. 107-118.

Rudebuch, G. D. et L. E. O. Svensson (1998). « Policy Rules for Inflation Targeting ».

Sack, B. et V. Wieland (1999). « Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Report on Recent Empirical Evidence », Board of Governors of the Federal Reserve System.

Shapiro, M. D. et M. W. Watson (1988). « Sources of Business Cycle Fluctuations », *Macroeconomics Annual 1988*, National Bureau of Economic Research, Cambridge (MA).

St-Amant, P. et S. van Norden (1997). *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*, Rapport technique n° 79, Banque du Canada.

Stark, T. (1998). « A Bayesian Vector Error Corrections Model of the U.S. Economy », document de travail 98-12, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Stock, J. H. et M. W. Watson (1999). « Forecasting inflation », document de travail 7023, NBER.

Zha, T. (1998). « A Dynamic Multivariate Model for Use in Formulating Policy », *Economic Review,* Federal Reserve Bank of Atlanta, premier trimestre de 1998.

## *Documents de travail de la Banque du Canada*
## Bank of Canada Working Papers

***Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue.*** **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

### 2000

| | | |
|---|---|---|
| 2000-18 | Inflation and the Tax System in Canada: An Exploratory Partial-Equilibrium Analysis | B. O'Reilly et M. Levac |
| 2000-17 | A Practical Guide to Swap Curve Construction | R. Hri |
| 2000-16 | Volatility Transmission Between Foreign Exchange and Money Markets | S.K. Ebrahim |
| 2000-15 | Private Capital Flows, Financial Development, and Economic Growth in Developing Countries | J.N. Bailliu |
| 2000-14 | Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data | U.A. Faruqui |
| 2000-13 | Fractional Cointegration and the Demand for M1 | G. Tkacz |
| 2000-12 | Price Stickiness, Inflation, and Output Dynamics: A Cross-Country Analysis | H. Khan |
| 2000-11 | Identifying Policy-makers' Objectives: An Application to the Bank of Canada | N. Rowe et J. Yetman |
| 2000-10 | Probing Potential Output: Monetary Policy, Credibility, and Optimal Learning under Uncertainty | J. Yetman |
| 2000-9 | Modelling Risk Premiums in Equity and Foreign Exchange Markets | R. Garcia et M. Kichian |
| 2000-8 | Testing the Pricing-to-Market Hypothesis: Case of the Transportation Equipment Industry | L. Khalaf et M. Kichian |
| 2000-7 | Non-Parametric and Neural Network Models of Inflation Changes | G. Tkacz |
| 2000-6 | Some Explorations, Using Canadian Data, of the *S*-Variable in Akerlof, Dickens, and Perry (1996) | S. Hogan et L. Pichette |
| 2000-5 | Estimating the Fractional Order of Integration of Interest Rates Using a Wavelet OLS Estimator | G. Tkacz |
| 2000-4 | Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis | R. Djoudad et D. Tessier |
| 2000-3 | Long-Term Determinants of the Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada | G. Bérubé et D. Côté |
| 2000-2 | GAUSS™ Programs for the Estimation of State-Space Models with ARCH Errors: A User's Guide | M. Kichian |
| 2001-1 | The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity | J. Farès et S. Hogan |

*Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :*
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street Ottawa, Ontario K1A 0G9

Adresse électronique / E-mail: publications@bank-banque-canada.ca
WWW: http://www.bank-banque-canada.ca/